张军　周黎安 | 编

为增长而竞争

中国增长的政治经济学

Growth from Below
The Political Economy of China's Economic Growth

格致出版社
上海人民出版社

VISIT…

LANZAROTE Caliente.com

为增长而竞争

中国增长的政治经济学

Growth from Below

The Political Economy of China's Economic Growth

格致出版社
上海人民出版社

图书在版编目(CIP)数据

为增长而竞争:中国增长的政治经济学/张军,周黎安编.
—上海:上海人民出版社,2007
ISBN 978-7-208-07454-5

Ⅰ.为… Ⅱ.①张…②周… Ⅲ.经济增长-研究-中国-文集 Ⅳ.F124-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2007)第 155844 号

责任编辑 李 娜
美术编辑 路 静

为增长而竞争:中国增长的政治经济学
张军 周黎安 编

出 版 世纪出版集团 www.ewen.cc
格致出版社 www.hibooks.cn
上海人民出版社
(200001 上海福建中路193号24层)

编辑部热线 021-63914988
市场部热线 021-63914081

发 行 世纪出版集团发行中心
印 刷 上海商务联西印刷有限公司
开 本 635×965 毫米 1/16
印 张 27
插 页 2
字 数 357,000
版 次 2008 年 1 月第 1 版
印 次 2008 年 1 月第 1 次印刷
ISBN 978-7-208-07454-5/F・1689
定 价 40.00 元

为《为增长而竞争》而写

◆ 张 军

我与北京大学的周黎安副教授联袂编辑这部文集,并取了《为增长而竞争:中国增长的政治经济学》这样的书名,可谓煞费苦心。我们编辑这个文集的目的是为了能够总结和体现这些年来中国经济学家对财政分权、地方竞争与经济增长的经验研究成果。我们认为这将会是转型经济学文献中的重要内容。

1985 年以来的财政分权体制演变至今,判定中国已是一个高度分权的国家,应该没有什么疑问的。即使 1994 年以来的分税制使得中央的收入更加集中了,但依然没有改变由地方担当发展经济和组织投资活动重任的分块结构。如果用地方政府支出的相对比重来衡量的话,中国可能算是当今世界上最分权的国家了。

1997 年的世界发展报告《变革世界中的政府》提供的数据显示,在发达国家,省(州)级政府财政支出占各级政府支出总额的平均比重只有 30% 左右,最分权的加拿大和日本也只有 60%[①]。在 20 世纪 90 年代,发展中国家该平均比重是 14%,转型经济是 26%,美国也

---

① 世界银行:世界发展报告《变革世界中的政府》,中国财政经济出版社 1997 年版。

不到50%。中国的省级财政支出十几年来一直维持了占全国财政支出的将近70%[①]。因此，高度的分权体制就成为改革后中国经济增长的一个重要的特征性现象。

中国不是一个政治上实行联邦制的国家。但是自20世纪50年代实行了中央集权计划经济模式之后不久，中央与地方之间围绕计划管理与财政收支管理分权的制度就一直处于政策和理论争论的焦点，导致中央与地方之间反复不断进行权力的划分、调整与妥协。

这种现象并不典型，在中央集权计划经济模式下是不多见的。苏联式的集权计划模式一直都是依赖中央的专业部门对生产者进行垂直的计划控制，在财政上地方政府并没有自主的权力。但中国的计划经济模式一开始就烙上了分权的烙印。即使中央又多次重新尝试集权，地方政府的权力也始终没有受到削弱。每一次的集权努力都是短暂的、不成功的，而且都是以过渡到更大程度的分权而收场的。

总而言之，由于长时期演变出来的在计划管理和财政上向地方分权的体制，特别是又经过了"文化大革命"和1970年的大规模向地方分权的运动，使得中国在1978年决定实行经济市场化的转型战略之后，具有了与标准的苏联型计划经济非常不同的初始条件。这个经验现象后来成为一些经济学家解释中国经济转型成功的一个重要的经验观察。

1993年，许成钢与钱颖一在《转型经济学》杂志（*Economics of Transition*）上发表了一篇题目比较冗长的文章《中国的经济改革为什么与众不同？M型的层级制和非国有部门的进入与扩张》。在这篇论文中，他们有一个初步的观察，认为中国改革前的经济在组织的意义上与苏联就不同。在苏联，计划经济的管理是垂直的、纵向的，而中国的计划体制内始终存在着多层次的和多地区的管理层次，这样就构成一个产业组织学上所谓U型的和M型的组织结构

① 这个数据参考了黄佩华的文章。见黄佩华：《21世纪的中国能转变经济发展模式吗?》，《比较》2005年第18期。

的分野。在中国,这个结构被习惯地称之为“条条”(中央各部委)和“块块”(地方各级政府)。

这个早期的观察就已经强调了地方政府相对于中央政府的与众不同的角色。而在后来的一篇研究论文中,他们则进一步把这个基于中国的经验现象的观察理论化了,于是在2000年,许成钢与Eric Maskin和钱颖一联合发表了《激励、信息与组织的形式》一文。从某种意义上说,这篇理论文章提升了中国经验的经济学意义。虽然这个理论依然留下了一些更基本的问题没有解决,比如它还不能回答这样的问题:由分权驱动的地方竞争为什么一定是趋好的(race to the top)而不是趋坏的(race to the bottom)呢?但是,向地方分权的思想在理论上得到了进一步的发展,形成了后来的“财政联邦制,中国特色”(fiscal federalism, Chinese style)的基本概念框架,可以用这个框架来解释中国的经济转型与增长。这样就把经济学和公共财政文献里早已存在的财政联邦制的研究向前推进了。

在经济学文献里,有关财政联邦制的研究至少也有半个多世纪了。一般认为,Charles Tiebout 1957年在芝加哥大学的《政治经济学》(*Journal of Political Economy*)杂志上发表的《地方支出的一个纯理论》一文是一个转折点。因为在这之前,公共财政的学说,如果有的话,也都是关于国家财政或者“集权”的理论。在发表了这篇经典论文之后,分权的重要性开始受到经济学家的注意。随后,Stigler、Musgrave和Oates等经济学家进一步围绕向地方分权的思想,形成了早期的财政联邦主义的文献。可以把这些文献看成第一代的财政分权理论。

Tiebout的分权理论是这样的。在公共品的供给问题上,向地方政府的分权可以解决困扰中央政府的信息缺损问题。因为只要居民可以在不同地方之间自由迁徙,他们自己的真实偏好就实际上通过“用脚投票”的机制显示出来了。而且,因为地方政府的收入与“逃离”的居民多少成反比,所以也就必然因此产生地方政府之间的竞争,这个类似于竞争性市场的机制就可以影响地方政府的公共支出模式。这个重要的思想在后来的Stigler、Musgrave和Oates那里

得到发展,逐步形成了中央与地方分权的财政联邦主义的基本思想。

但是,早期这一代的财政联邦制的思想还主要局限在公共财政的范畴内,还没有更集中地涉及地方政府的激励模式以及分权与经济增长的关系等问题。一直到了20世纪90年代初,随着中国和俄罗斯等经济转型国家的经验现象受到重视之后,早期财政联邦制的思想才得以发扬光大。在这个时候,许成钢、钱颖一、Gerard Roland以及政治学家Barry Weingast等人联袂合作,开始把财政分权的思想更多地与地方政府的激励、经济转型和经济增长联系起来。这很大程度上是受了中国和俄罗斯经济转型经验现象的影响,他们的研究方法和视角与早期的公共财政理论已经不同,这一转变把公共经济学引入了更精彩的领域,形成了今天可以称之为第二代财政分权或财政联邦制的基本文献。

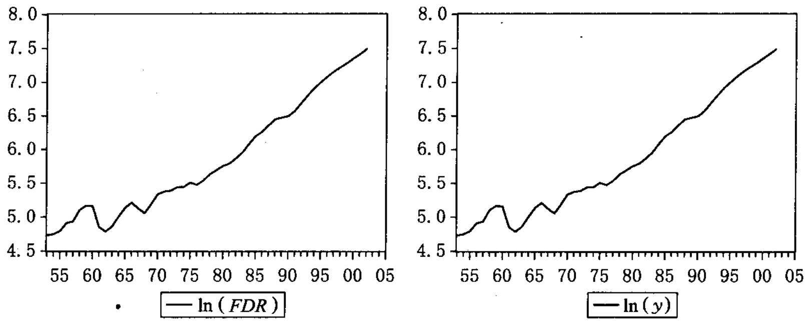
这些研究的贡献是,它们发展了早期的分权理论,尤其是,这些文献突破了公共品供给的局限,然后进一步把向地方的财政分权与地方政府的激励和地方的竞争联系起来,建立了解释经济转型的一个概念框架。在这个框架里,他们强调了向地方的财政分权促成地方竞争的条件,而且他们显然认为这是一个"趋好的竞争"(race to the top)。概括来说,分权竞争(1)促进了不可逆转的市场机制的发展(所谓的market preserving);(2)促进了乡镇企业(TVE)的发展;(3)促进了城市化和基础设施的建设;(4)导致了改革实验的发生和模仿;(5)促进了外商直接投资(FDI)的流入。

但在经验上,处理财政分权与经济增长的关系是复杂的工作。我们先来看下图。左边的图给出了用省级政府的财政支出占全国财政支出的比重来度量的分权。右边的图给出了GDP的实际增长率,两者都用对数进行了处理并经单位根检验,两者都是一阶单整时间序列数据。[①]看上去,总体的趋势是,两者表现出某种正相关的关系。但是,我们下面要提到的那些细致的计量检验却告诉了我们

① 周文兴和章铮:《中国财政分权对经济增长的影响:一个假说及检验》,《制度经济学》2006年第11辑。

不同的"故事"。

中国的财政分权与经济增长(1955—2005年,对数值)



资料来源:周文兴和章铮:《中国财政分权对经济增长的影响:一个假说及检验》,《制度经济学》2006年第11辑。

在经济学文献里,Charles Tiebout 1956年的经典理论以及 Wallace Oates 1972年在《财政联邦主义》(*Fiscal Federalism*)[①]一书中提出的分权有利于增长的理论总是会受到挑战。比如,Bardhan 教授曾经评论说,在 Tiebout 的理论里,要素(尤其是居民/选民)的完全自由流动和政府对选民负责是两个最重要的假设。[②]而这两个假设对不发达的经济显得过于苛刻了,不太容易得到满足。对中国的经验而言,要素的流动性在改革开放之后的确在不断加快,但各地区的禀赋条件差异巨大依然难以支持要素流动的假设。另一方面,中国的政治体制和官员治理的特殊性又使得政府与地方民众的关系变得微妙和复杂了。看上去,中国的地方政府更多地对中央负责,但又因为受到中央执政理念和官员治理模式的约束而未必不向下负责。

对经验现象的观察和经验研究也是极为复杂的。技术上,影响经济增长的因素复杂难辨,而准确衡量分权程度的方法并不容易获

① Wallace Oates, 1972, "*Fiscal Federalism*", New York: Harcourt Brace Jovanovic.

② Pranab Bardhan, 2002, "Decentralization of Government and Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 16(4):185—205.

得，也常常不可靠。增长与分权之间必然相互影响，要找到合适的工具变量来确认因果关系不容易做得到。Wallace Oates 在 1993 年的论文《财政分权与经济发展》中对这些问题做了细致的讨论和说明。所以，要弄清楚中国的财政分权是否正面影响了经济增长，绝不是一件简单的事情。

比如，1998 年张涛和邹恒甫在《公共经济学》(*Journal of Public Economics*)杂志上发表了《财政分权、公共开支与中国的经济增长》的文章，这几乎是英文世界里第一篇公开发表的用中国数据系统检验财政分权与增长关系的论文。[①]他们使用 1978—1992 年的省级数据检验了财政分权与经济增长的关系，发现财政分权有利于经济增长的理论没有得到中国经验的证实。他们给出的解释是，财政分权之后中央政府对外部性较强的基础设施的公共投资减少了。

2000 年，林毅夫和刘志强发表的论文《中国的财政分权与经济增长》却证实中国的财政分权改善了经济效益，促进了经济增长。[②]他们使用的是 1970—1993 年 28 个省市的面板数据。

这两项研究的被解释变量都是人均 GDP 的增长率而且都使用了巴罗-曼昆(Barro-Mankiw)式的增长经验方程来进行回归估计。对于经验研究而言，读者往往更感兴趣的是他们使用什么样的数据来源，如何形成数据，对财政分权的度量方式以及计量策略有什么不同。在这里，除了度量分权的方式不同，其他方面没有实质性的差别。张涛和邹恒甫用地方相对于中央的预算支出的比重这个传统的指标来度量财政分权的程度。[③]这个方法常常因为是否要把转移支付计算进来等原因而受到批评。支出是否比收入能更恰当地衡量财政分权也是有争议的。不过，对于中国的具体情况而言，用

---

① Tao Zhang and Heng-fu Zou, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China," *Journal of Public Economics*, 67:221—240. 当然，即使在 1998 年之前，从理论上定性地讨论中国的财政分权与增长关系的文献并不少见。另外，张涛和邹恒甫的文章正式发表之前最初是 1996 年在世界银行内部刊印出来的。

② Justin Yifu Lin and Zhiqiang Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China," *Economic Development and Cultural Change*, 49(1):1—21. 中文版见林毅夫和刘志强:《中国的财政分权与经济增长》，《北京大学学报(哲学社会科学版)》2000 年第 4 期。

③ 他们选取的指标分别包括人均省级财政支出与中央财政支出的比率、人均省级预算支出与中央预算支出的比率以及人均省级预算外支出与中央预算外支出的比率。

支出比用收入衡量分权更适当。真正的问题在于他们度量分权的支出是预算内支出,而给定中国预算外资金膨胀的事实,他们肯定低估了向地方的分权程度。

在林毅夫和刘志强的研究中,他们认为财政分权应该从1985年开始。他们还进一步确认在1985—1987年间共有4种类型的中央与地方的财政分权安排,在1988—1993年间有5种安排。他们以省级政府提留的财政收入的增加额作为省级政府在本省预算收入中的"边际分成率",用这一指标来衡量财政分权。假如某省可以从其财政收入中保留一个份额,度量的财政分权的程度就等于所提留的份额。他们发现,在1985—1987年间有14个省、在1988—1993年间有5个省都可以归入这一类。其余几种类型的财政安排根据定义都意味着100%的边际分成率。根据这个定义,接受财政补贴的省份当然也意味着100%的边际分成率。而在1985年以前,所有省份的财政分权程度都记为0。

林毅夫和刘志强用这种方法衡量的分权指标很容易把经济发展程度完全不同的省份以及前后不同的时期都处理成相同的分权程度。这是一个比较大的问题。因此,总体上,这些早期的研究都因为数据的约束和度量方面的差异而导致结果上存在较大的分歧。同时,以上两项研究都没有涵盖1994年实行分税制以后的经验数据。

2006年,张晏和龚六堂发表《分税制改革、财政分权与中国经济增长》一文,[①]改进了对分权的度量方法,也获得了更完整的数据(包括28个省市在1986—2002年的数据),重新对中国的财政分权和经济增长的关系进行了检验。他们使用的估计方法与以上研究并没有不同,但是他们在度量分权程度时考虑了转移支付和预算外资金,构造了四类分权的定义。他们除了用预算内本级政府的财政收入(支出)占中央预算内财政收入(支出)这个传统的方式度量分权程度之外,还分别使用了不包括转移支付和包括预算外收支的另外

① 张晏和龚六堂:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》2005年第5卷第1期。

两种定义。但是他们发现估计的结果是一致的。由于考虑到了1994年的分税制并涵盖了1994年之后的数据，他们的估计显示，中国的财政分权与经济增长存在明显的跨时差异，在1994—2002年间显著为正，而1986—1993年则为负。因此，他们认为分税制改善了财政分权对经济增长的影响。

但是他们对不同的地区所做的计量检验部分地提供了上述结论的原因。他们发现，14个人均GDP高于6 000元的发达地区，财政分权对经济增长的影响显著为正，而对另外14个不发达地区而言，这一影响则不显著异于0。因此，在他们看来，财政分权对经济增长的影响同时也存在跨地区的效应。

毫无疑问，这类研究总是有益的。但是，因为经济增长与分权的关系复杂，彼此相互影响，经验研究中如何巧妙处理内生性的问题对于研究者总是一个严峻的考验。人们当然可以说，在没有找到更好的工具变量（IV）解决内生性问题之前都有理由对这些研究结果谨慎对待。但无论如何，财政分权对地方政府的支出行为影响是不能低估的。问题只是在于，财政分权在不同的地区可能以不同的方式影响了经济的增长。

要说明地方政府在财政分权之后的财政激励是否得到加强并不难做到。逻辑上说，如果分权导致地方政府的支出越来越受制于地方的财政收入，那么，一般而言，地方政府就有更大的激励致力于地方的投资与经济增长，税基扩大。所以，一个简单的处理技巧是拿地方的财政支出对财政收入做回归，看看相关系数有多大。这个方法曾出现在Ekaterina Zhuravskaya于2000年发表的对俄罗斯分权的研究论文中。[①]她用俄罗斯35个城市的数据，考察城市自己收入的变化对自己支出的影响。结果发现，相关系数为-0.9。也就是说，地方政府自有收入增加1块钱，地方的分享收入下降9毛钱，地方的财政收入只能增加1毛钱。所以认为俄罗斯的财政分权无法

① Ekaterina Zhuravskaya, 2000, "Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style", *Journal of Public Economics*, 76, 337—68.

给地方提供足够的财政激励。地方政府也没有动力去发展地方的经济。后来 Hehui Jin 等在 2005 年的论文里用中国 1982—1992 年的省级面板数据,也做了回归,发现地方政府面临的财政激励非常显著。[①]

2007 年 5 月,由我指导的博士研究生傅勇在其博士论文中也做了一个这样的财政激励的检验,他把数据扩展到了 1970—2004 年,而且考虑了转移支付和分税制。[②]与 Zhuravskaya 的研究一样,他也控制了地方的人口规模,还加入了时间虚拟变量来控制宏观波动。结果是,1970—1979 年,支出对收入的系数为 0.16,说明两者基本没有关系。而 1980—1993 年,该系数变为 0.85—0.91。分税制后的 1994—2004 年,该系数为 0.95—1.08,取决于是固定效应还是随机效应。Xiaobo Zhang 使用 1993 年和 2000 年 1 860 个县级的财政数据所做的类似回归也得到非常接近的结果。1993 年的系数是 0.815,2000 年的系数则是 1.144 。[③]

我们自然会去问一个问题,财政分权之后地方政府面临这样强的财政激励是促进了地方的经济增长还是会阻碍经济增长呢? Hehui Jin 等人的研究使用的是分税制改革之前的数据,他们发现地方的财政激励促进了经济增长。但是,陈抗、Arye L. Hillman 和顾清扬三人的论文则坚持,他们认为 1994 年分税制改革使中央加强了预算内财政收入的集权,从而改变了地方政府的行为,从“援助之手”(helping hands)回到了“攫取之手”(grabbing hands)。

在陈抗、Arye L. Hillman 和顾清扬给出的一个简单模型里,分成比例是中央决定的,中央的份额越大,地方越倾向于选择非预算收入来回应。当中央集权之后,地方的最好策略是选择非预算收入来增加自己的利益。但是他们认为,非预算收入的扩张代表了地方政府从“援助之手”到“攫取之手”的转变。他们的论文没有去证实分

① Hehui Jin, Yingyi QIan and Barry Weingast, 2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, 89:1719—1742.

② 他的博士论文的题目是《中国式分权、地方财政模式与公共物品供给:理论与实证研究》。

③ Xiaobo Zhang, 2006, “Fiscal Decentralization and Political Centralization: Implications for Regional Inequality”, mimeo.

税制后预算外收入的增长是否促进了经济增长,但是他们相信这一转变会使腐败加剧、投资减少,从而不利于经济增长。

这个推理有待经验的检验。但经验观察似乎是,对地方政府来说,预算外收入的增加很可能更促使地方政府致力于经济增长。比如说,1994年以来,地方基础设施的投资活动事实上反而加快了,投资环境更加显著地得到改善,外商直接投资(FDI)也是在1994年之后加快了落户中国的步伐。不过,问题是,分税制以后地方政府的财政行为的变化是促进还是妨碍了经济增长,答案依然取决于地区的初始条件。

以基础设施的投资为例。在我和我的学生们做的一个关于基础设施的研究中发现,①在基础设施融资中,国家预算内资金已从1987年的32.6%迅速下降到20世纪90年代中期的10%左右;国内银行贷款的比例近年来也一直在23%—25%之间徘徊,自筹投资成为中国基础设施建设的中坚力量。这就意味着对基础设施建设的投入在20世纪90年代中转入以地方预算外投资为主的阶段。在1994年之前,基础设施项目中来自中央的比例一直在50%以上,而到1999年该比例仅为32.5%。这样一来,东西部地区之间在基础设施投资上的差距就变得明显了。在新疆、甘肃等经济欠发达省(区)市,中央项目的比例普遍高于全国水平,新疆的这一比例甚至在1998年达到了55.9%;而在海南等沿海经济发达地区,中央项目的比例不到15%,完全依赖于地方的自筹资金。因此,基础设施的投资在分布上向沿海地区偏斜就不足为怪了。

我指导的博士研究生傅勇在其博士论文中考察了分税制之后财政分权对地方财政支出结构的影响。他使用了1994—2004年中国29个省市的面板数据,分别估计了财政支出中基本建设支出和科教文卫支出的比重是如何受到分权和地方竞争影响的。他用人均省级财政支出占人均中央财政支出的比例来度量分权,用各地外商

① 张军、高远、傅勇和张弘:《中国为什么拥有了良好的基础设施?——分权竞争、政府治理与基础设施的投资决定》,《经济研究》2007年第3期。

投资企业的实际负担税率去除均值作为竞争程度的度量。在控制住其他因素之后，他发现，在1994—2004年，财政分权对东部和西部的基本建设支出比重的影响显著为正，而对科教文卫支出的比重的影响显著为负，对中部的影响不显著。而把数据推广到1986—2004年再做回归，发现在1994年分税制之前，财政分权对基本建设支出比重的影响不显著，而对科教文卫支出的比重的影响显著为负。

这个发现帮助说明，分税制之后，地方政府的财政约束更明显了，似乎诱导了增长导向的财政支出结构。[①]当然，我们在前面曾经讨论指出，由于地区的经济发展水平和禀赋条件不同，分税制对投资和增长的影响就会不同，而这又会进一步帮助拉大地区间的差距。Xiaobo Zhang 用1 860个县的财政数据计算发现，县级政府财政支出中生产性支出比重的"基尼系数"从1993年的33.04增加到了2000年的41.61，增加了26%。他还回归发现，农业比重大的地方，经济增长慢。[②]这背后的逻辑可能是，一个地方如果工业基础雄厚，它的财政税收就比较容易征收，地方政府就有财力致力于改善投资环境和推动经济增长，而一个农业比重大的地方，当地的企业必然承担更大的税负，这会恶化投资环境，不利于经济增长。地方的不平衡发展就会愈演愈烈。

在这些问题上，当然还需要更多的经验研究。历史上长期以来的演变导致中国各地区在初始禀赋上的差别惊人，很难把中国经济想象成一个单一的经济。所以，在经验研究上把地区分开的做法是更有意义的。对一地方进行案例的跟踪和实验研究对于澄清一些复杂的经验现象有时候也非常有用。

当然，在理论上，这个分权的分析范式也面临一些挑战。第一，这个理论的核心是，向地方的分权产生了地方之间的竞争，而竞争维护了市场，竞争推动了经济增长。一个自然的问题当然是，这个

① 张恒龙与陈宪的研究也得到了类似的结论。见张恒龙和陈宪：《财政竞争对地方公共支出结构的影响》，《经济社会体制比较》2006年第6期。

② Xiaobo Zhang, 2006, "Fiscal Decentralization and Political Centralization: Implications for Regional Inequality", mimeo.

“趋好的竞争”是必然的吗？我们也许需要问的是，这个“趋好的竞争”发生的条件是什么？在什么情况下向地方的分权可能产生“趋坏的竞争”呢？

问题似乎是，这个“趋好的竞争”和“趋坏的竞争”在中国似乎同时出现了，尤其是在经济转型和经济增长的后期阶段。在经验现象上，这些年来人们用来描述中国经济转型和增长过程中的那些可以称之为“趋害的竞争”的现象许许多多。比如，市场的分割、地方保护主义、重复建设、过度投资和过度竞争、宏观调控的失灵、司法的不公、地区差距的扩大、对环境的破坏、“裙带资本主义”以及忽视基础教育、卫生保健支出等。这些问题最终又要回到政府的性质和目标问题上才能回答。财政分权并不解释政府的目标。我们在中国观察到的现象似乎意味着在财政分权体制下，地方政府的目标已经演化成了“单任务”(single task)性质的了。但这是向下分权的必然结果吗？显然，分权还不能很好地解释这个问题。

第二，就地方政府推动经济增长的激励来说，从20世纪80年代以来财政体制与中央和地方的行政分权一直在变化之中，为什么地方官员推动经济增长的激励没有什么改变呢？这个问题是周黎安教授在最近的研究中提出来的。①他认为，虽然行政与财政分权确实构成地方政府激励的重要来源，但它们是否构成中国地方政府内部激励的最为基本和长期的源泉，这是值得进一步推敲和讨论的。由于中国不是真正意义上的联邦制国家，按目前的体制，中央和地方的分权只能属于行政管理性质的向下授权，下放的权力随时可以收回。事实上，自分权改革以来，中央和地方的管理权限的划分一直处于调整和变动之中，但地方政府的增长激励为什么几乎不变？另外，目前中国治理地方官员的激励模式在深层次上与市场经济的培育和发展有着内在的矛盾。换句话说，这种激励模式与一个良好的市场经济所需的政府“多任务”(multi-task)的职能之间存在严重冲突，使得行政与财政分权可能无法确保市场维护的合理激励。周黎

① 周黎安：《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》，《经济研究》2007年第7期。

安的这篇文章试图说明，中国过去近三十年来所创造的巨大经济奇迹和当前所面临的重大挑战均与中国治理地方官员的独特方式——基于经济增长的政治晋升锦标赛——有着深刻的联系。

我在复旦大学的年轻同事们王永钦等于2006年完成了一篇文献综述，叫做《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》。[①]在这篇文章中他们给出了四个理由来说明为什么中国地方政府的激励模式与市场经济所需要的政府职能是不可能协调起来的。他们认为政治组织中的激励与经济组织中的激励相比有很大的不同。第一，政治组织中委托人的偏好往往是异质的，而企业组织中股东的偏好基本上是一致的，即利润最大化。在政治组织中，每个利益集团都有它自己的偏好和利益，因而，无论对于任务本身，还是对于委托人，都很难界定一个指标对绩效进行衡量。

第二，与委托人偏好的异质性有关的是，政治组织一般是多任务的，这也与主要追求利润最大化的企业不同。除了效率和经济增长之外，政治组织还需要追求社会公正、收入平等、环境保护、公共服务质量等等目标。所以，从理论上来说，由于政治组织的这种多任务性，在政治组织中很难通过基于单一维度（任务）的类似企业中计件工资式的强激励来追求各种目标，而且基于增长目标的考核很容易损害其他的社会目标。

第三，与企业绩效易于找到同类企业作参照不同，政治组织的绩效难以找到一个可以参照的标准。中国的地方政府之间虽然可以进行一些比较，但地方之间的巨大差异也使得地方政府间的相互参照非常有限。换言之，政治组织是一个垄断组织，因而很难找出一个具有充分信息量的指标对其进行比较。

第四，政治组织与经济组织不同，它在激励机制的设计方面更多地会采用相对绩效评估，而非绝对绩效评估。在中国，所演变出来的一个机制是将相对的GDP增长率作为评估的唯一信息。但相

① 王永钦、张晏、章元、陈钊和陆铭：《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》，《经济研究》2007年第1期。

对绩效的评估会造成代理人之间相互拆台的恶性竞争。其中，最典型的就是形形色色的地方保护主义，地方保护主义造成的地区分割和“诸侯经济”会阻碍中国国内市场整合的过程。在资源配置方面的深远影响是，这种市场分割会限制产品、服务（甚至还有思想）的市场范围，市场范围的限制又会进一步制约分工和专业化水平，从而不利于长远的技术进步和制度变迁，这最终会损害到中国长期的经济发展和国际竞争力。

以上这些问题的提出给了我们一个有益的提醒。我们要对地方政府的激励来源做更深入的分析才能准确地把握分权与竞争的关系。对地方官员激励的观察和分析肯定需要联系中国的政治制度和官员治理的重要特征才有望获得突破。事实上，正如周黎安2004年的一篇文章所指出的那样，[①]从激励结构来说，我国地方官员具有双重特征：他们一方面是“经济参与人”，即像任何经济主体一样关注经济利益，20世纪80年代以来的行政性分权和财政包干强化了地方政府的经济动机；但另一方面，这些地方官员同时也是“政治参与人”，他们关注政治晋升和政治收益，各地的官员不仅在经济上为财税和利润而竞争，同时也在“官场”上为晋升而竞争。20世纪80年代初期实施的领导干部选拔和晋升标准的重大改革使地方官员的晋升与地方经济发展绩效挂钩。过去大量的研究仅仅从市场和经济竞争的逻辑出发，强调行政性分权和地方官员的财政激励对区域间经济互动和发展的影响。这种研究角度的一个缺陷是只注重我国地方官员的第一种特征，而忽略了地方官员的第二种特征及其影响。在中国当前的行政体制下，地方官员作为政治参与人的晋升激励在很多场合比他们作为经济参与人的财税激励更为重要。

毫无疑问，中国的党政系统是如何运作的、党的中央如何治理其党政官员是一个非常复杂的现象。这些在中国被称为“干部人事制度”。一般来说，政治学家对它的了解多于经济学家。不过，这些

① 周黎安：《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》，《经济研究》2004年第6期。

年来，在主流经济学的文献里，强调经济增长中的政府质量或治理效率(governance)的重要性的文献越来越受到关注。20世纪90年代以来，经济增长和转型的跨国经验学开始注重政治组织、政府治理、法律秩序等制度因素对于解释国家间经济绩效差异的重要性。

正如一些经济学家所指出的那样，在中国，财政上的高度分权体制需要与官员治理的中国模式相结合才能更好地解释地方政府官员的作为和中国的经济业绩。例如，Blanchard 和 Shleifer(2001)认为，中国执政党(党中央)拥有绝对的权威并继续任命地方的官员，因而有能力奖励和惩罚地方官员的行为；而俄罗斯功能紊乱的民主体制不仅无法使中央政府有力贯彻其目标，也没有能力来影响地方政府的所作所为。①

但是，在现有的文献里，对中国党政体制和官员治理的经验研究并不多见。对于一个由中央保持政治集中和绝对权威的体制来说，人们通常只是先验地假定这是一个没有效率的治理结构，而缺乏对这个治理体制的更多了解。近年来随着数据的不断改进，考察中国经济增长中的政治影响和官员治理成为可能。Li 和 Zhou (2005)与周黎安、李宏彬和陈烨(2005)是现有文献里较早地考察中国的官员晋升和经济绩效考核机制的研究文献。这两篇论文运用中国改革以来的省级水平的官员数据系统地验证了地方官员晋升与地方经济绩效的显著关联，为地方官员晋升激励的存在提供了重要的经验证据。他们发现，省级官员的升迁概率与省区 GDP 的增长率呈显著的正相关关系，而且，中央在考核地方官员的绩效时理性地运用相对绩效评估的方法，即将现任官员升迁的概率与其前任的绩效或者邻近省份的绩效挂钩，这样中央可以减少官员绩效考核的误差，减少运气因素的影响，从而加大其可能的激励效果。②这个研究帮助解释了中国地方官员面临的推动经济增长的激励部分地来

---

① Blanchard, Oliver, and Shleifer, Andrei, 2001, "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia", Working Paper 7616, NBER.

② Li, Hongbin, and Zhou, Li-An, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China," *Journal of Public Economics* 89, 1743—1762. 周黎安、李宏彬、陈烨：《相对绩效考核：中国地方官员晋升机制的一项经验研究》，《经济学报》2005 年第 1 卷第 1 辑。

自于官员晋升的目标。

无疑，官员对晋升机会的追求以及晋升职位是中国官僚体制运行中非常重要的一个环节。Huang(2002)对1978年以来中国的官员治理体制有过一个研究。[①]他发现，在中国，中央对地方官员的治理通常包含着显性和隐性两个方面。显性治理往往通过可度量的经济发展指标(如当地的GDP增长率、吸引落户的FDI等)体系来实现，而防止官员腐败和不忠等难以监控的事项则更多地依赖隐性治理。中央对同时管理多个行业、部门和地区的高级官员，比如省(市)委书记或省(市)长，也更多地依赖隐性治理。根据他的分析，隐性治理的手段包括兼任中央政治局委员、中央直接任命、任期控制以及异地任职等。

20世纪80年代以来，有两项"干部人事制度"的改革举措对建立形成今天的限制官员任期和异地交流的制度起了决定性的作用。首先就是1982年初中央颁布的《中共中央关于建立老干部退休制度的决定》。这是对改革的领导人邓小平提出的改进干部的任期制度和选拔干部的"四化"(即：革命化、年轻化、知识化、专业化)方针的一个正式接纳与落实。根据这个决定，通过设立中央顾问委员会、提高退休干部待遇等方式妥善安置了大量在岗的革命老干部，官员队伍很快实现了"年轻化"和"知识化"的目标。这种在政治上大幅度更新人力资本的做法部分地保障了中国经济体制转型的成功。这次的干部人事制度改革同时也形成了省部级干部65岁"退居二线"的惯例，这个惯例也就在客观上和事实上限制了高级官员的任期，增强了中央对高级官员的控制能力。强制退休制度的建立使得中央在高级官员的任免上有了完整的决定权。毫无疑问，中央的人事任免权对地方官员的激励具有重要的影响。

其次是官员的异地交流制度的形成。邓小平早在20世纪80年代初就倡导高级干部的异地交流制度，但这个想法在当时并没有真

① Huang, Yasheng, 2002, "Managing Chinese Bureaucrats: An Institutional Economics Perspective", *Political Studies*, Vol. 50, 61—79.

正得到落实。尤其是,1983 年 10 月《中共中央组织部关于建立省部级后备干部制度的意见》的实施,更是鼓励了大部分省份从本省提拔的年轻后备干部中选任官员。直至 1990 年 7 月中共中央颁布《中共中央关于实行党和国家机关领导干部交流制度的决定》之后,官员异地交流才被正式制度化。

我和高远在《改革以来中国的官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》的研究论文中考察了两种官员治理(任期限制和异地交流)对地方经济增长的影响。[①]他们利用 1978—2004 年间在各省份(西藏除外)任职的省(直辖市、自治区)委书记和省长(包括直辖市长、自治区主席)的详细信息以及省级经济增长的数据库,系统地考察了中央对省级高级官员的任期限制和跨省交流是否以及如何影响了地方的经济业绩。文章从经验上证实,官员的任期限制和异地交流制度总体上对经济增长有相当正面的推动作用,而且这个结论具有比较好的稳健性。

他们的研究发现,在中国,官员任期与经济增长的关系呈现出倒 U 形的特征。通常这个现象多数会在西方民主选举体制下出现。这说明,在中国,官员的任期时间长短也会显著影响其施政行为和策略。如果官员在某一职位的任职时间过长或者面临年龄限制而即将终结任期,就会改变目标函数和决策方式,弱化激励水平。限制或缩短任期在一定程度上有助于扭转这个目标变化的问题。但另一方面,如果官员预期的任职时间仅是短暂的或者过渡性的,那么他(她)也会缩短时间眼界,改变动力组合。他们的研究发现,对中央政府来说,能将高级官员的任职时间维持在 5 年(或者一届)左右,似乎是最佳策略。

他们的研究还发现,官员的异地交流对经济增长也有积极的影响,但这个影响在地区之间(尤其是东西部之间)存在着明显的差异,在东部的影响大于西部。这当然还需要进一步来研究产生这个

① 张军和高远:《改革以来中国的官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》,《经济研究》2007 年第 11 期。

地区差异的原因到底是什么。

总之，我们在本文集中仅仅收入了少量的这类文献。这方面的理论研究还比较鲜见。最近我正在负责的研究小组承担了对中国党政系统“内部劳动力市场”的研究。周黎安目前也在从事关于中国政府间关系的层级结构、治理特征及其历史演变的专项研究。我们相信，中国党政治理体系在过去20年里建立起来的有效的“内部劳动力市场”将是一个重要的研究领域，对它的开掘和深入解析会产生重要的成果，也是我们今后可能编辑出版本序列文集的下一个主题。

本文集的编辑过程得到了论文作者和相关杂志与出版社对有关论文的授权支持。上海世纪出版股份有限公司格致出版社的何元龙社长对经济学学术前沿的敏锐眼光给了我们编辑出版本文集的决心与信心。格致出版社的编辑李娜女士为本书做了出色的编辑工作并在编辑中发现了被我们或作者疏忽的很多技术性的问题，为本书增彩良多。作为本书的编者，我们深表谢意。

本文集的编辑出版也是我主持的教育部国家重点研究基地重大研究项目“财政分权、金融发展与中国地区经济不平衡增长的实证研究”（批准号：05JJD790076）和复旦大学国家哲学社会科学中国经济国际竞争力研究创新基地区域竞争力研究项目“金融深化、财政分权和中国的地区经济发展”的阶段性成果，同时也是周黎安主持的国家自然科学基金项目“地方官员的晋升激励与区域经济合作和发展：理论与实证检验”（批准号：70573008）的阶段性成果。对于以上项目获得的立项资助和支持，编者表示衷心感谢。

2007年11月13日于上海

目录

1 中国的经济改革为什么与众不同——M型的层级制和非国有部门的进入与扩张 （钱颖一 许成钢）

23 中国特色的维护市场的经济联邦制 （钱颖一 B. R. Weingast）

49 中国的财政分权与经济增长 （林毅夫 刘志强）

73 改革以来中国的官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据 （张军 高远）

111 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 （周黎安）

140 相对绩效考核：中国地方官员晋升机制的一项经验研究 （周黎安 李宏彬 陈烨）

161 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因 （周黎安）

176 中国为什么拥有了良好的基础设施？——分权竞争、政府治理与基础设施的投资决定 （张军 高远 傅勇 张弘）

228 财政分权改善了中国地方政府的支出效率吗？——来自1978—2004年的省级证据 （陈诗一 张军）

254 中国城乡收入差距，地方政府开支与财政自主 （陶然 刘明兴）

287 财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手 （陈抗 Arye L. Hillman 顾清扬）

312 中国式分权与财政支出结构偏向——为增长而竞争的代价 （傅勇 张晏）

336 分税制改革、财政分权与中国经济增长 （张晏 龚六堂）

383 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失 （王永钦 张晏 章元 陈钊 陆铭）

中国的经济改革为什么与众不同*

——M型的层级制和非国有部门的进入与扩张

◆ 钱颖一
（美国伯克利加州大学经济系）
许成钢
（英国伦敦经济学院）

一、引言

近来，经济学家们又恢复了对中国经济改革的兴趣，1979—1991年的13年间，中国的经济改革在各个方面都取得了重大的进展：中国经济的总体实绩比它自己过去的记录要好，比同等发展水平上的大多数发展中国家要好，也比东欧和苏联要好（不管在1989年剧变

* 原文收入于《现代经济学与中国经济改革》（钱颖一著，中国人民大学出版社2003年版）。原载《经济社会体制比较》，1993年11月。董彦彬译自英文。

之前还是在其后)。从理论和政策角度看,中国与众不同的改革战略(不同于东欧国家和苏联)及其突出的改革成就特别令人感兴趣,同时,也令人迷惑不解。

中国的经济改革是在1979年即中国共产党十一届三中全会(1978年12月)以后正式开始的。开始的时间排在南斯拉夫(1950年)和匈牙利(1968年)之后,与波兰(1980年)大体相同。1978—1991年的整个改革时期内,中国以年均GNP 8.7%(或年人均GNP 7.3%)的速度增长。出口增长更快,以至中国的出口占GNP的比率从1978年的4.7%上升到1991年的17.2%。

改革取得成功的更令人信服的证据是改革期间人均实物消费量和耐用消费品的增长。例如,1978—1991年间,人均食用植物油、猪肉和鸡蛋的消费量大约提高了3倍。1978—1990年,农村地区人均居住面积大约增加了130%。户均耐用消费品的数量如彩电和洗衣机更是明显增加。例如在1991年,平均每两户农家有一台电视机,而每户城镇家庭则有一台以上。中国无疑仍是一个低收入的发展中国家,但上述事实清楚地表明,改革期间人们的生活水平大大提高了。

中国的经济实绩与东欧和苏联形成了对比。虽然这些国家1990年和1991年的GNP下降幅度达两位数主要是经济转轨时期的一种暂时现象,但下降幅度之大,实在不能够忽略。最为重要但也往往被忽视的,就是1990年剧变前东欧和苏联在80年代这10年中的经济停滞。据官方统计,匈牙利的GDP年平均增长率在1981—1985年之间为1.8%,而在1988年和1989年则几乎为零。波兰的GDP年平均增长率在1981—1989年之间不到2%。

除政治考虑外,讨论中国与东欧之间的差异时,经常出现两种意见。第一种意见认为两者经济发展阶段不同:东欧和苏联的发展阶段比中国高得多——中国人均收入很低,农业部门占优势,而东欧和苏联的经济都"过度工业化"了。第二种意见认为两者的改革战略不同:中国实行一种渐进的、零打碎敲式的战略,这与1989年以后大部分东欧国家和苏联实施的"大爆炸式"战略正好相反;与波兰为求宏观稳定而采取的"休克疗法"以及捷克斯洛伐克迅速的大规模私有化不同,中国的改

革首先从农业开始，然后转向工业；中国采用了双轨价格制度而不是把价格完全放开，建立了刺激经营者的承包制度而不是实行私有化。

我们认为，上述两种意见都很有意义但都不能令人满意。中国的工业化水平也许比大多数人想像的要高。1978年，中国的工业总产值占社会总产值的62%（重工业占35%，轻工业占27%），尽管非农业部门的劳动力仅占社会全部劳动力的29%。在GNP中，1978年中国的工业占一半左右，而在东欧国家工业部门则占60%—65%。而且，中国的三类地区（即工业化程度低的地区、工业化程度高且中央政府控制强的地区和工业化程度高而中央政府控制弱的地区）中，改革最为成功的是那些工业化程度高且政府控制弱的地区，而不是工业化程度低的地区。另一方面，渐进式战略的主张提出的问题比它解决的问题还要多。我们不应该孤立地去研究东欧的激进式转轨，要知道这是多年的渐进改革在极度困难或失败以后发生的。具有讽刺意味的是，中国的早期改革战略在很大程度上沿用了东欧渐进式改革的许多方法。事实上，匈牙利在1968年开始的改革的初期取得了一定的成功，但进入80年代后便遇到了困难。如果说中国运用渐进式改革而成功，那么为什么它适用于中国却不适用于东欧呢？进而言之，为什么不能说中国的成功只是暂时的，中国不久也会遇到与匈牙利相同的问题呢？

在本文中，我们提出一种理论，用以解释中国的改革与东欧和苏联的改革之间的差异。我们首先提供大量的证据表明，与东欧和苏联不同，中国改革期间非国有部门的持续进入与扩张是强有力的，并且速度很快，以致在80年代末就达到一种临界规模。在中国，非国有部门事实上已成为经济增长最重要的动力。虽然中国非国有部门的迅速扩张有很多原因，这种扩张之所以没有在东欧和苏联发生，原因可能更复杂，但本文认为，理解中国非国有部门显著扩张的关键在于中国改革以前存在的层级制组织结构。东欧和苏联的组织结构是一种以职能和专业化“条条”原则为基础的单一形式（U型经济）；相反，中国的层级制是一种自1958年以来就存在的以区域“块块”原则为基础的多层次、多地区的形式（M型经济）。

中国在 M 型组织中，层级的基层政府（农村地区的乡、村政府，城镇的区、街道政府）与其上级政府之间没有多少讨价还价的权利，但它们却有很大的自主权得以在国有部门以外建立市场取向的企业来使本地区得到发展。而且，地区之间争先致富的竞争也迫使地方政府容忍甚至鼓励私有企业的发展。虽然在政府层级内部行政机构的相互联系是垂直的，但地区之间的相互联系却是水平的、市场取向的。极为有限的讨价还价能力与极大的自主权结合在一起，就会削弱行政控制，强化 M 型层级制内的市场活动。中国的情况特别令人感兴趣的是这样一个事实：非国有部门（包括私有部门）的发展是在逐渐削弱现有的行政控制而不是一下子摧毁现有结构的情况下取得的。因此，中国非国有部门的进入和扩张是演化性的，没有像东欧和苏联那样出现巨大的动荡。

许多中国问题专家早就指出，中国的计划体制与东欧和苏联相比权力更分散些，改革使地方政府的力量更大了。但是，中国和西方的经济学家强调的是“行政性分权”的缺点与成本。当然，行政性分权会导致地区冲突和地方保护主义，导致浪费性的重复建设，生产的规模经济缺乏，助长地方政府的行政干预。我们并不反对这些观点，但我们也认为，这些意见只是事情的一部分。我们将从组织理论的角度去观察与任何组织联系在一起的收益和成本，分析它们对于向市场经济转轨的意义。既然人们已经认识到地区性分权的成本，我们在本文中的分析就集中在多层次、多地区组织形式的好处这一被忽视但又很重要的方面。也就是说，集中分析 M 型组织为促进非国有部门的进入与扩张所提供的机会和可能性。非国有部门出乎意料的，可能是无意之中的成长，对中国经济改革的成功至关重要。

本文后面的部分安排如下：第二部分解释中国非国有部门和私有部门的定义。第三部分对 1979—1991 年间非国有部门的持续进入与扩张提供一些经验证据。第四部分描述东欧与苏联的 U 型层级制和中国的 M 型层级制的制度细节。第五部分解释在中国的 M 型层级制组织中非国有部门为什么有可能大量扩张。最后一部分是结论，讨论非国有部门对中国进一步改革的意义。

二、什么是中国的非国有部门

（一）非国有部门

在定义非国有部门之前，我们首先对国有部门下一个定义。在中国，根据宪法，国有企业为“全民”所有。实际上，每个国有企业都归属以下四级政府机构中的一级：(1)中央；(2)省；(3)地区；(4)县。[市分三级：省级（直辖市）、地级和县级。]典型的情况是，政府委托其主管部（局）管理“它的”国有企业。因此，甚至对于国有企业来说，在控制方面，在与政府面对面地讨价还价方面，它们也不是彼此相同的。

非国有部门包括不属于国有部门的所有企业。根据对它们进行管理的政府（如果有的话）所在地，或根据其雇员的户口登记地，非国有企业又分为城镇企业或乡镇农村企业。一个有意思但又容易迷惑人的事实是，许多农村企业都坐落在城镇，之所以称之为“农村企业”，仅仅因为它们是由农村社区政府（如乡或村政府）管理的，而且大多数雇员都登记为农村劳动力。据中国官方统计，非国有制有三种类型：“集体所有制”、“个体所有制”和“其他类型所有制”。表1提供了官方分类和本文分类的详细情况。

表1　非国有部门分类

官方分类	集体			个体	其他
城镇	区办	街道办	城镇合作	城镇个体	其他
农村	乡(镇)办	村办	农村合作	农村个体	
本文分类	社区所有		私有		

1. 集体。城镇集体包括：(1)属于区（县、市）一级政府的企业（“大集体”）；(2)属于街道的企业（“小集体”）；(3)城镇合作企业。农村集体包括：(1)属于乡镇政府的企业；(2)属于村政府的企业；(3)农村合作企业。中国的集体企业在20世纪50年代初就已经存在了。在农村，乡办企业和村办企业的前身是1958年“大跃进”时

出现的公社和大队企业。

2. 个体。家庭(或个人)企业,雇工不超过7人。1978年以后才允许出现。

3. 其他类型。主要包括:(1)雇工7人以上的私营企业;(2)外资和"三资"企业;(3)其他类型的合营企业(如国有和私营的合营)。这些所有制形式直到20世纪80年代初才出现。

(二)私有部门

定义中国的非国有部门还比较容易,定义私有部门就不那么简单了。如上所述,在中国,"私营企业"被定义为雇工人数超过7人的私有企业。这种狭窄的定义的目的在于防止在意识形态上出现困难。例如,雇工不超过7人的个人或家庭企业被划为"个体",而不是"私营",尽管这当然是私有的一部分。"三资"企业和外资企业也是如此。很自然,"个体所有制"和"其他类型所有制"应该包括在私有部门之内。但从两方面看在一定意义上仍嫌太窄。首先,许多"合作"实际上是一种雇用许多人的合伙制,在中国南方尤其如此。其次,一些乡办和村办企业以及城镇中的区办和街道办企业实际上是一种比较含糊的集体所有制名义下的私有企业。

由于缺乏进一步的资料,所以我们采用近似值,本文中我们的私有部门定义包括所有的合作企业,而不包括所有的乡办和村办企业。我们推测这样做没有太大的偏差。因此,中国私有部门就包括官方分类中的个体所有制、其他类型的所有制以及合作所有制。集体所有制的其余部分,即属于城镇中的区或街道、农村中的乡或村的企业,可以看成是社区部门。

三、中国非国有部门的持续进入与扩张:证据

(一)一般特征

1979年以来,中国非国有部门经历了迅速而持续的进入和扩

张。1978—1991 年,在非农产业就业人数中,非国有部门就业人数所占比例从大约 40% 上升到 57%。中国的非国有部门从事各种类型的活动:建筑业、运输业、商业、服务业,特别是工业。这也许正是中国非国有部门与 1989 年前东欧非国有部门之间的关键差别所在。1981—1990 年间,非国有工业产值占国家整个工业的比例已从 1978 年的 22% 上升到 1991 年的 47%,相应地,工业产值中国有部门所占的比例从 78% 持续缩减到 53%。从历史的角度看,1991 年国有部门所占比例已经低于"一五"计划结束时 1957 年 54% 的水平了。

中国工业中趋向非国有部门的所有制构成的变化不是在一夜之间发生的。事实上,这种变化在 1979 年以前就开始了。尽管中国真正的私有工业直到 80 年代初才出现,但从 1969 年到 1978 年,集体工业占整个工业的比例已经从 11% 上升到了 22%,也就是说,集体工业产值占整个工业的比例每年增长 1 个百分点。但这种重心向非国有部门的大量转换从 1979 年开始才表现得更为明显:1979—1992 年,非国有部门占整个工业的比例平均每年上升 2 个百分点。如果按这个趋势发展,到 2000 年,即使在不实行私有化、不关闭无效率的国有企业的情况下,中国的国有部门在工业中也将会缩减到只占 1/3 的比例。

与高增长率并存的是,非国有部门比国有部门更有效率。例如,乡或村办企业的全要素生产率的年增长率比国有企业高出 10 倍左右。实际上,如果在中国按非国有部门在工业产值中所占比例排列各省座次的话,那么,前五个也是那些增长率高出平均增长率的省份(浙江、江苏、广东、山东和福建)。

应该特别强调中国非国有部门进入与扩张的两个特征:第一,非国有部门的持续进入与扩张不是因为中央政府改革方案中有意识的设计造成的;相反,它在很大程度上来自地方的积极性,走的是一条演化式的而非革命式的道路。与此相联系的第二个特征是,非国有企业的组织和发展模式在各个地区之间存在极大的差别,例如,出口和外商投资在广东和福建两省中起着重要的作用,但在其他高增长的省份中就没那么重要了;另一方面,乡办企业和村办企

业在江苏和山东两省中是非国有部门的主导力量，而在浙江，个体企业、合伙企业和私营企业则重要得多。

（二）农村地区的非国有部门——乡办、村办企业和私有企业

在非国有部门中，最大的、最有活力的部分要算农村企业，即所谓的乡办、村办和私有企业。1978—1991 年，农村企业的数量从 152 万个增加到 1 908 万个，就业人数从 2 827 万人增加到 9 609 万人。1981—1990 年，农村企业的总产值年均增长率为 29.1%，其中，工业产出的年均增长率为 28.1%，远远高于全国工业的年均增长率 12.6%。1986—1990 年，乡、村企业的出口也以年均 65.6% 的速度增长。

1990 年，大约 75% 的农村企业总产值来自工业，其中轻工业占 55%，重工业占 45%。随着农村企业的迅速成长，它们在国民经济中的地位已从农业的附属部门变为增长的重要动力。1978—1990 年，农村企业在整个国民经济中的比例是，就业人数从 23% 增加到 39%，总产值从 7% 增加到 22%，工业产出从 9% 增加到 25%。1990 年，乡、村企业的出口占国家出口总量的 24%。总而言之，到 80 年代末期，中国的农村企业已经扩展到占非国有部门的一半以上，占全国的大约 1/4。

农村企业的迅速成长也改变了中国农村地区的产业结构。1980 年，农村地区总产值中农业的比例为 69%，非农产业为 31%，其中工业占 20%。10 年以后，到 1990 年，农业产值的比例下降到 46%，而非农产业产值的比例提高到 54%，其中工业占 40%。

（三）私有部门的出现

在中国，私有部门直到 20 世纪 70 年代末期才出现，而私有工业只是在 80 年代初才开始。1985—1990 年，私有工业企业的数量有了很大的增加。在工业产值比例中，城镇集体经济大幅度下降（从 45% 到 29%），而农村个体企业（从 4% 到 11%）和其他所有制类型的企业（从 3% 到 10%）则蓬勃发展起来。在非国有部门内部的工

业产出中,私有部门所占的比例从1985年的13%上升到1990年的27%,5年内翻了一番。这就是说,1990年整个工业总产值中有12%或1/8是由私营部门创造的,而在1985年这个比例是5%。私有部门在农村地区的扩张尤其迅速。1984年,农村私有部门的就业人数和总产值占整个农村就业人数和总产值的比例分别为24%和14%,到1988年,这两个比例相应增长到49%和33%。

中国私有部门的一个重要部分是"个体经济"。1978年中国恢复了个人或家庭经营,从那以后,私有部门中的这一部分在农村和城镇都呈现出快速的增长,其中大部分是工业企业和商业企业。1981—1988年,个体经营企业的数量从180万个上升到1 450万个,增加了7倍,就业人数从230万人上升到2 300万人,增加了9倍。

四、M型和U型层级制结构

非国有部门惊人的进入与扩张将中国的改革与东欧的改革区别开来。在解释这种现象的多种原因中,关键之一在于1979年以前中国建立的不同的层级制行政管理结构。特别是我们认为,中国的M型与东欧和苏联的U型层级制结构之间的制度性差别,对它们各自的改革战略和改革实绩具有很大的影响。

受钱德勒(Chandler)的影响,威廉姆森在研究美国工商业企业时也使用了"U型"和"M型"这两个词。在威氏那里,U型是指在18世纪末19世纪初出现的根据职能建立的单一制企业形式,M型是指19世纪20年代以来出现的、根据产品或地区建立的(单层)多部门企业形式。需要说明的是,本文所用的U型、M型组织概念与威氏的概念虽有联系,但却具有不同的内涵,对M型组织尤其如此。在本文中,M型是指多层次、多地区的层级制,而不是指多部门的层级制。我们与威氏在M型组织概念上的差别之一在于,在威氏的多部门企业概念中,分权只发生在总部与部门层次上,部门本身却根据职能来组织。相反,在我们所用的M型组织概念中,分权发生在

层级制的所有层次上。这种差别具有十分重要的意义:对中国改革至关重要的基层地方政府的一些重要特征,只能由我们的M型组织概念来解释,而与威氏的M型企业概念无关。

(一)东欧和苏联的U型层级制

在东欧和苏联,经济是用U型组织的,其中,层级式的信息流动和控制根据职能方式或专业化原则来组成单一的形式(即"条条"形式)。大多数企业是按工业部门来分类的,并在各个部的直接监督之下,地方政府是中央的下属机构,它们的作用仅限于从下面收集信息和贯彻上面的计划,而没有很大的自主权。

为了充分利用规模经济,避免运转中的冲突,U型层级制经济中各个部之间很少有职能的重叠。企业高度专业化,规模极大。对于U型经济的正常运转来说,全面而严格的计划、行政性地协调部之间和企业之间的活动就是至关重要的了。举个例子可以看出其复杂性,在20世纪70年代末期,苏联国家计委要协调62个部,大约4 800个计划额度和1 200万种产品。

苏联经济按U型组织有几个历史原因。U型组织能够充分利用规模经济和专业化的优势。在经济处于较低的发展阶段时尤其如此。这就是说,当目标明确、决策相对简单时,U型组织具有调动稀缺资源实现赶超的优势。而且,苏联在20世纪20年代建立集权经济的时候,世界上的大多数人都知道U型是行政性地组织工业生产的惟一办法,资本主义经济中的多部门型企业在那时刚刚出现。列宁和考茨基关于把社会主义经济建成一个大工厂的宣言不仅反映了他们个人的偏好,也反映了当时人们对经济组织的理解。因此很自然,西方大企业运用U型来组织和管理的方法深深地影响了苏联经济组织的形式。

当经济变得比较复杂的时候,U型组织的缺陷就变得严重了。为了改变组织结构,赫鲁晓夫撤销了所有的部,采用了一种单层次、多地区的体制,成立了105个地区经济委员会,所有的国有企业都属于这些委员会。

但是,这一变化的代价被证明是非常昂贵的。在苏联,典型的情况是,一个或几个巨型企业为整个经济生产一种产品。如果没有额外的扩张机会,将组织从单一形式改变为多地区形式需要重复建设。可是,重复建设显然很浪费。因此,改变组织结构所花费的成本就会大于改革带来的收益。事实上,赫鲁晓夫改革中的主要问题之一就是,在转型阶段,许多地区搞重复性建设。1965 年,在对地区经济委员会日益增长的"地方主义"的责难声和协调地区性计划执行机构运转十分困难的呼吁声中,赫鲁晓夫的改革失败了,地区性协调体制被原先的部委体制取而代之。

(二)中国的 M 型层级制

与上述东欧与苏联的情况不同,中国经济是根据管辖范围原则运用多层次、多地区形式组织的(即"块块"形式),其中每一层次上的每个地理区域都可以看做是一个运作单位。每单位按地理方式再进一步划分,同时,这一单位按职能方式控制自己的企业。计划执行单位(地方政府)在职能和产品的供给方面是半自主和相对自给的。

在中国的多层次、多地区形式的层级制中,有六个行政管理层次:中央、省、地区、县、乡(以前的公社)和村(以前的大队)。在中国官方语言中,每层级上的地区叫作"块块",与此相对的是"条条",即按职能和专业化进行的行政控制:在中央政府的直接控制之下,有 30 个省级地区和几十个职能部与产业部。与苏联不同,中国这些部的一个重要职能在于,除直接控制一些隶属于中央政府的大型国有企业外,还间接规制和协调那些隶属于地方政府的国有企业,由于工作负担大大减轻,在中央一级所需要的部的数量也比苏联要少得多(前者不到 30 个,后者却有 60 多个),中央直接计划下的产品数量也比苏联少得多(前者是几百个,后者则达 1 000 多万个)。

每层次上的每一地区内层级制结构是中央政府的翻版。例如,一个县有 10 个到 20 个乡。县政府根据职能方式和专业化原则(如设立财政局、纺织工业局等)来控制属于本县的企业,同时它也监督

本县管辖范围内的乡政府。与此类似,一个乡除控制本乡企业外,还监督乡内的各村。

1958—1984 年期间农村地区的人民公社制度就是一个说明 M 型层级制特征的好例子。在中国,公社政府(现在的乡政府)就是基层政府(只有村一级在其下面)。一个公社完全不考虑专业化和职业分工,包括了工、农、商、教育、娱乐,甚至军事(民兵)等各种活动。在城镇地区与公社相对应的是街道委员会,它自己同样有许多集体企业。

在 M 型组织中,地方政府被赋予半自主的权力,对上级责任很小,同时不接受上级的大量财政支持。基层政府尤其如此。在层级制的底层,社区政府在与上级政府和银行进行面对面讨价还价时处于很弱的地位。因此,社区政府要从上级那里得到投资配给,或得到给乡办企业、特别是给隶属于它的非国有企业的补贴,是极为困难的。要得到银行的优惠贷款,也困难重重。

很清楚,中国 M 型层级制与东欧和苏联 U 型层级制之间的差别不仅仅在于中央政府和省政府之间的关系方面。一方面,整个经互会不应看成是一个我们所说的大型的 M 型层级制,因为在经互会每个成员国内部,经济是绝对按职能方式组织的。另一方面,中国省这一级的内部结构也不同于东欧某一国家的内部结构,尽管两者的规模类似。例如,具有 U 型层级制的匈牙利就与中国的广东省有着不同的组织结构。作为一个省,广东是中国庞大层级制的一部分,但广东本身也是按包括多地区的 M 型组织的,其中有地、县、乡和村,而且它们都是半自主的经济单元。

中国把经济组织选择为 M 型是有其历史根源的。在 1949 年前的中共控制地区,经济和军事力量就是用 M 型组织的。有三个因素使中国很容易就选择了 M 型组织:组织的规模与协调的复杂性、通讯与交通的落后、文化背景。

中国的 M 型层级制结构也经历了一个很长的历史演化过程。事实上,由于意识形态和政治方面的原因,中国的第一个五年计划(1953—1957 年)就是在苏联专家的帮助下制定的,这也是把斯大林

模式(U 型组织)在中国经济中再版的一个过程。不过,1958 年在毛泽东的推动下,中国就开始偏离苏联模式,而转向人们所说的在层级制内进行“行政性分权”的方向。1958 年(“大跃进”)和 1967 年(“文化大革命”)出现的两次行政性分权高潮对中国经济的组织结构产生了重大的影响。一方面,许多国有企业的管理权力从部下放到省、地区甚至县。另一方面,地方政府发展本地区经济的积极性受到鼓励。到 1978 年,这种多层次、多地区的层级制结构已经发展成为一种与东欧和苏联极不相同的制度形式。

在 20 世纪 80 年代的改革过程中,由于通过两种新的方式实行进一步的行政性分权,所以这种多层次、多地区的组织形式加强了。第一种方式是财政“分灶吃饭”的制度。虽然方案各异,但其基本思想都是:各省与中央签订契约,规定好今后几年上交的税利(或补贴)总额(或比例),剩余部分归省所有。第二种方式是允许地方政府建立“预算外”账目,用来发展本地区经济,而不受中央政府太多的控制。

(三) U 型层级制与 M 型层级制的成本与收益:初步评价

在文献中,人们用市场作对比,分析了集中制度——层级制——的成本与收益,并分析了资本主义经济中大型组织的单一形式和多部门形式。有的文献还很好地描述了苏联传统计划体制的 U 型组织的成本与收益。另外,许多中国问题专家还研究了在中国行政性分权下层级制经济的问题,如浪费性的重复建设、没有利用规模经济、地方保护主义和地区分割。但就我们所知,还没有人对 M 型与 U 型层级制的成本与收益进行一般性的比较,特别是分析它们对于向市场经济转轨的意义。

U 型组织和 M 型组织的成本与收益影响了体制的静态效率、稳定性和变迁过程。这两种体制的成本与收益取决于下列因素:可用的生产技术;经济或生产的规模与复杂性;通讯和信息处理能力以及外部冲击的类型。

1. 规模经济与专业化。与 U 型层级制相比,M 型层级制在利用规模经济方面效率较低。中国的汽车工业就是这方面最好的例

子——全国有几十个生产汽车的小型的国有企业,平均每个企业年产量不到1万辆。而且,M型层级制在调动稀缺资源集中建设一些重点项目方面的效率也比较低。

2. 信息处理和协调。M型层级制由于自身的分权性质,对协调其运转的通讯和信息处理的要求比较低。例如,苏联中央政府不得不去协调成千上万种产品的生产与分配。而在中国,中央只与几百种产品打交道,其他的由地方政府自主处理。因此,在经济的复杂程度比较高或者通讯和信息处理技术比较落后时,M型层级制在减少协调所需要的通讯和信息的数量方面具有优势。

3. 动力。在U型层级制中,下层的动力被设计成对上级命令的执行。当事人容易受到其上级经常性的、武断的控制,因此他们努力避免变化和风险。在M型组织中,地方政府被赋予半自主的权力。与U型层级制相比,虽然它在非常协调地执行上级命令方面不太有效,但却能较好地调动基层单位的积极性。这是因为地方政府自主权范围内的工作不易受到上级的武断控制。M型组织的这一特征对地方政府进行试验产生了强大的动力。

4. 试验方法和制度变迁。人们认为,中国改革的一个主要特征是它成功地使用了试验的方法。非常有趣的是,东欧和苏联在1989年以前的改革中也曾进行了一些试验,但却经常不成功;即使在有的地方成功了,也很少能在全国推广。这就产生了一个问题:为什么中国在使用试验方法方面比较特殊呢?

在U型组织中,所有的产业和地区都是高度专业化的(经常是"过度专业化")。因此,计划执行单位紧密的相互依赖和严格垂直的行政协调对于保持经济的正常运转是至关重要的。U型层级制中地区之间相互依赖的程度很高,允许一个或几个地区去做试验就会付出高昂的代价,或许是不可行的。由于试验会打破经济的正常运转,所以就可能会严重阻滞经济的发展,而不管从地区角度评价试验是成功还是失败。U型层级制的这些特征使得地区性试验的范围受到限制,从而可能减少了成功的机会。甚至当一种试验成功时,在整个经济范围内的大规模的推广也需要很高的协调成本。

但在 M 型层级制中，地区之间的相互依赖相对较弱。在这种情况下，M 型组织中地区性试验的改革策略就会成本较低，比较可行。在地区相互依赖比较弱的情况下，即使试验失败了，也不至于严重地扰乱整个经济。如果试验有成效，那么由于成本不同，在 M 型层级制中进行地区试验也会比在 U 型层级制中容易。因此，在 M 型结构下进行更多的试验，不同地区的人们就会有更多的机会发展多种多样的“变种”，并可在多种选择中进行比较和挑选。从这个意义上说，M 型组织在制度变迁过程中更灵活。相反，U 型组织中强烈的地区依赖性则会使制度比较僵硬，难以发生变化。

5. 对外部冲击的反应。外部冲击有两种类型，一种是对组织中大多数人具有类似作用的冲击（惯常冲击），另一种是对组织中不同的人有不同影响的冲击（特异冲击）。就第一种类型来说，组织中的人们认为冲击对所有人的影响都差不多，这时就很少发生动力问题。因此，U 型层级制具有迅速调动资源的优势，人们也会服从有助于处理外部冲击的命令。这就是大多数军事力量和重大的防灾减灾过程（洪水和地震）为什么经常用 U 型加以组织的原因。

就第二种类型来说，冲击对组织内的人有不同的影响，这就会出现严重的动力问题和协调问题。如果冲击是经常性的，U 型组织就会处于不利地位。一旦冲击到了 U 型组织内的某个单位，那么，由于组织强烈的互补性，这个单位的麻烦就会扩展到整个组织。相反，由于 M 型层级制中单位之间的相互依赖很弱，当组织中一个或几个单位的运转受到外部冲击影响的时候，产生的不利影响向整个组织的扩展就比较缓慢。这也就是说，外部冲击对 M 型层级制的影响是局部的。这是 M 型层级制更适应地区试验的另一个原因。

五、中国的 M 型层级制与非国有部门发展的关联

（一）M 型层级制对非国有部门的直接影响

在不立即摧毁现存层级制的情况下，M 型组织是造成非国有部

门迅速进入与扩张的直接原因。M型组织中最有意义的方面是那些与基层两级政府有关的方面，这两级政府在农村中是指乡和村政府，在城镇中是指区和街道政府。下文的“地方政府”即指这两级基层政府。

1. 建立非国有企业的动力和权力。M型组织中地方政府的主要职责是地区的发展和福利。但与此有关的大多数资金问题只能靠地方政府自己去解决。在这种情况下，地方政府就有很强烈的动力去建立或支持地方企业。在基层，由于上级没有分配给太多的投资基金，基层政府只好转向建立或支持非国有企业。江苏省20世纪70年代（包括改革前的许多年）社队企业的迅速成长，显示了M型结构组织在调动地方政府自发地建立与扩大非国有企业的积极性方面的潜力。

较弱的讨价还价能力与半自主的地位结合在一起会深深地影响地方政府的动力与行为。由于在层级制内讨价还价的余地很小，地方政府官员就极少将精力放在与上级的谈判方面。而市场上的赚钱机会更多，所以他们把更多的注意力放在地方企业上。

2. 非国有企业的硬预算约束。国有企业的一个普遍问题是预算软约束。这对于隶属于中央和省政府的企业来说尤其严重，因为政府权力太大，以至于不得不去挽救那些处于困境的企业。

可是，在中国M型层级制的底层，地方上半自主的银行部门的财政资源非常有限，与上级银行部门的谈判力量也很弱。因此地方政府调动财政资金的能力比较有限。地方政府微弱的谈判力量使它们不能帮助正在亏损的地方企业摆脱困境，而只能解散那些经营很差的企业。因此，非国有企业的预算约束实际上要比国有企业的预算约束硬得多。由于预算的约束硬（或比较硬），地方政府在使用贷款和经营非国有企业时就会更加谨慎。非国有企业的效率因此而得到提高。

1989年经济紧缩时期，全国范围的乡镇企业破产的数量可以作为非国有部门中预算硬约束的证据。据官方报道，1989年约有300万个乡镇企业破产，或被其他乡镇企业吞并。而在同一年内，几乎

所有的国有企业都被国家拯救了。1990年,乡村集体企业的亏损企业占乡村集体企业总数的7.5%,1991年下降到4.6%。与此相对应,亏损的国有企业占全部国有企业的31%。

3. 地区间的横向联系与市场的形成。区别M型层级制和U型层级制的一个重要特征是地区之间及地方政府之间横向的、潜在竞争性的联系。在M型层级制中,尽管地方政府与其上级或下级之间的联系是纵向的,但是,如果地方政府有半自主的权力,如果存在众多的非国有企业,那么,地区之间及地方政府之间就会存在很强的横向联系,在层级制的底层尤其如此。地区之间的横向联系为国家计划范围以外的企业之间市场取向的交易与贸易创造了条件,并很快建立了一种竞争性的市场环境。例如,一个地区在某一产业取得成功时,周围其他地区也会紧随其后。这就是在中国现有的层级制体系内市场机制迅速出现的原因。

相比较而言,在U型层级制中,两个企业之间的交易是通过它们共同的上级推动的。这种做法的理论基础可以用企业的专业化来解释。在专业化程度较高的情况下,严格的行政性协调对经济的正常运转就十分重要。因此,U型层级制内横向联系的发展就会严重地破坏层级制的正常运转。没有横向联系的发展,市场机制也就很难出现和发育。

4. 企业家精神的发展与局部知识的利用。由于下层官员在层级制中的谈判地位不高,升迁的诱惑对于他们已经减少了。他们对职业的一种选择就是经商。一些官员辞职经商,更多的官员则是在他们的工作岗位上经商。他们的主要工作不是执行上面下达的命令,而是利用其自主权去赚钱。企业家精神于是在众多的政府官员或党的干部中发展起来了。

M型层级制中集聚了许多有价值的人力资本,如果政府官员转变为企业家,这些资本就能得到更好的利用。例如,他们管理或管制企业的经验,对当地经济情况的了解及其在商界甚至政界的关系,都是促进非国有企业进入与扩张的宝贵财富。

5. 中央与省政府的作用。在改革中,中国政府将经济发展作为

最大的重点。中央政府公开宣布了鼓励人们致富的政策,从而使一些人、一些地区比别人、别的地区较早较快地富裕起来。伴随着这一政策,中央政府批准了关于建立经济特区和在其他地区进行试验的意见,这都可以看成是利用了M型组织的特征。这些政策极大地鼓励了地方政府和企业家用各种方法进行试验,以便更早更快地富裕起来。

中央政府在改革中的其他重要作用有以下几方面:(1)通过向地方政府下放更多的权力,实行进一步分权或加强M型组织。这会大大调动地方政府官员的积极性,但同时也会出现许多问题。(2)批准和推广在地区试验中发现的成功的改革经验。在这方面,中央政府的作用是被动的,但却减少了改革中的风险。(3)对改革或制度变化进行限制(如不允许国有企业私有化)。中央政府规定的许多限制不是基于经济标准,而是基于意识形态或政治标准。我们所看到的中国渐进改革在很大程度上就是对这些约束性限制的反应。

非国有部门的快速成长并不在政府的计划之内,相反,它几乎是在宽松的政治和经济环境中的一种自发的过程。事实上,中央政府也公开承认,非国有部门的快速成长的确出乎意料。我们想要指出的一点是,给定M型层级制结构和基层政府发展非国有部门的积极性,如果中央政府致力于经济发展,那么,即使中央政府的作用有限,改革仍会走得很快。

最后需要指出的是,大多数的省政府都被授权在中央政府规定的范围内用不同的改革措施进行试验。这有助于解释省与省之间的改革为什么有那么大的差异。

(二)M型组织与其他改革措施之间的相互作用

尽管我们主要强调M型层级制对于中国非国有部门的进入与扩张的重要性,但我们也认为许多改革措施,如开放政策、建立经济特区、东南沿海地区出口导向战略、价格双轨制以及农业改革的成功等等,都是很重要的因素。我们认为,在我们对中国的M型层级制组织的分析框架中,这些措施的功能可以得到更好的理解。

1. 开放政策。由于实行开放政策，许多外国投资被吸引到中国，非国有企业有机会进入国际市场，利用国际资源。对于利用海外原材料，又将产品投放到国际市场的企业来说，现有的计划体制对它们几乎没有什么约束作用了，因此，它们完全是市场导向的。这在广东和福建两省最为典型。

开放政策与M型组织的特征之间的联系是非常紧密的，这种联系对非国有部门的扩张也有很重要的影响。在上一部分中我们分析指出，在M型层级制内的改革中运用试验策略的成本较低，比较可行。事实上，开放政策的一个极为重要的部分是建立经济特区，这些特区就是吸引外资的试验地区。带动那些邻近地区如广东珠江三角洲地区非国有部门成长的正是这些特区。

如果用U型来组织经济，那么开放几个地区进行试验，即使不是不可能的，也会比较困难，或成本较高。这是因为，如果一个打算开放的地区发展水平较低，对外资的吸引就会很有限，如果发展水平较高，那么，由于地区之间强烈的相互依赖，这种试验就会打乱整个经济的正常运转，即使试验在本地区是成功的。

从更广泛的意义上说，开放政策不仅对于在非国有部门仍居少数的出口导向型企业有影响，而且对所有的非国有企业也有影响。思想、观念和技术的输入，尤其是市场竞争的输入，有助于逐渐侵蚀传统的计划体制，建立一个市场环境。开放政策也为基层的政府官员提供了更多的市场机会，因而有助于他们在短时间内变成企业家。

2. 价格双轨制。价格双轨制实际上可以追溯到1979年以前。这一制度在经济中大范围的普及与M型组织的特征及非国有部门的出现密切相关。价格双轨制绝不是一种全新的改革措施。在1958—1970年的行政性分权期间，在地方政府的支持下出现了大批小型非国有企业。由于这些企业是计划外的，那么为了它们的生存，不得不容忍存在一种计划价格与市场价格并存的双轨价格。“文化大革命”期间，计划体制瘫痪了，许多国有企业的投入品不能从计划中得到保障，因此，地区之间、企业之间的横向协作，包括半合法的黑市和易货交易，甚至在国有部门中也开始发展起来。20世纪80年代的价格双轨

制只不过是将已经存在的实践公开合法化，使其范围扩大而已。

价格双轨制在经济学家中一直很有争议。批评者强调价格双轨制的腐败效应，如国有部门中无效的讨价还价效应（寻租行为），以及国有部门与非国有部门之间资源的错误配置，等等。赞成者则认为，在边际价格是市场价格的时候，计划部分实际上变成了一次性付税，国有部门的经理们就会因此作出正确的决策。在这里，我们集中探讨价格双轨制的另一种影响。在因某种原因（如避免对整个经济的巨大冲击、避免政治困难）价格不能一次性放开的情况下，将所有的商品都引进合法的市场就非常有利于促进非国有部门的进入与扩张，尽管这是在边际上，而且是一个不完善的方法。这是因为，非国有部门快速成长的一个必要条件，是存在包括生产资料与原材料在内的投入品的合法市场。在价格双轨制下，非国有部门只是面对一种价格（市场均衡价格），因此，它是在一种或多或少的完全自由的市场环境中运转的。价格双轨制只是对国有部门而言。而非国有部门是在市场均衡价格下运转的，非国有部门的效率有可能比国有部门的效率高。对于非国有部门的迅速扩张来说，高效率是至关重要的。

3. 农业改革的成功。非国有部门的巨大扩张与中国农业改革的成功是密切相关的。的确，我们可以看到农业改革的贡献至少来自三个领域：(1)积累资金；(2)释放劳动；(3)创造需求——创造市场。但是，剩余劳动力、资金储蓄和市场潜力本身并不能自动地转化为增长。推动贸易需要制度，组织生产与分配需要企业家。为在体制内有效地利用那些有利条件而提供灵活安排的正是M型组织。例如，非国有企业中的许多企业家实际上就是几年前的党的干部或政府官员。他们的组织经验和在地方政府中的关系已经变成了非国有企业的财富。

六、结论性的评论：非国有部门对中国进一步改革的意义

非国有部门的进入与扩张使得中国的经济改革进程较之东欧

和苏联的改革更为顺利，至少目前仍是如此。但同时也出现了新的问题，提出了新的挑战。

1. 非国有部门的发展与国有部门的非国有化。东欧的转轨表明，国有部门大规模的、迅速的私有化，代价是十分昂贵的。如果中国具备了M型组织的初始条件，那么在转轨的初始阶段，用演化性方法发展非国有部门也许比较容易，代价比较小。随着这一过程的继续，国有部门在整个国民经济中的作用将会最终变得比较小。

非国有部门的迅速进入与扩张通过竞争的加强对国有部门也产生了显著的影响。非国有部门的激烈竞争，迫使国有企业为了生存或者要求更多的补贴和贷款，或者加以变化和创新。许多亏损国有企业的经理抱怨说，他们赔钱的主要原因是农村企业的竞争，因为他们不能将价格降到农村企业那么低的水平。因此，仅仅由于政府再也负担不起不断增加的补贴，国有部门的改革也变得比过去任何时候都更为迫切了。近来，中国政府搞活国有大中型企业的号召就反映了这种迫切性。

此外，非国有部门的迅速扩张对于将来中国国有部门的非国有化（而不是私有化）的可能性也具有重要的意义：成功的非国有企业将会兼并国有企业，国有企业也可以转变为非国有企业（国内和国外的）的合营企业，或者变为股份公司。通过挤出效应与接管、兼并及所有制转型的方法，经济最终将更加依赖于非国有部门。这也许就是中国非国有化的一种可供选择的方案，一条痛苦较少的转轨之路。

2. 宏观经济的稳定性。与东欧改革相比，从宏观经济波动来看，中国的改革一直比较稳定：通货膨胀率低，财政赤字少，外债少，外汇储备多。宏观经济的这种稳定性直接受益于非国有部门的良好绩效。非国有部门对中国近年来的出口繁荣作出了很大的贡献，这也是中国在外贸收支上保持良好记录的基本原因。而且，在一个非国有企业亏损的时候，政府（或国家银行）并没有像对待国有部门那样强的义务去补贴企业或再向它们提供资金，这就有助于减少政府的赤字。最后，由于生产性活动的迅速增加和经济的快速增长，

增加的货币供给并没有转化为人们在东欧所看到的很高的通货膨胀率。

不过,在不远的将来仍存在一些造成中国宏观经济不稳定的潜在危险,原因有以下两方面:一是亏损的国有企业将使政府的负担不断加重;二是非国有部门本身也会变成不稳定的根源。在很大程度上,由于缺乏市场取向的财政货币制度和手段,中央政府将失去对地方的控制,从而使宏观经济处于危险之中。

中国特色的维护市场的经济联邦制*

◆ 钱颖一

（美国伯克利加州大学经济系）

B. R. Weingast

（斯坦福大学）

中国的经济改革吸引了许多经济学家、政治学家、政策分析家和国际投资商们去努力解释其成功的原因。大家都同意，分权化在其中起了关键的作用，分歧只在于它为什么会起到这样的作用。

本文旨在通过对与中国有关的几个分权化问题的总体考察，来重点分析以下几个方面的问题：

- 40 年来，特别是 1979 年以来中国分权化的历史；
- 分权化的类型与经济表现之间关系的理论，特别是“维护市场的经济联邦制”（market-preserving federalism）的关键作用；
- 中国的分权化与其他联邦制国家的比较；

---

* 原文收入于《现代经济学与中国经济改革》（钱颖一著，中国人民大学出版社 2003 年版）。原连载于《经济学消息报》，1995 年 7 月 8 日至 10 月 27 日，共 14 期。原名为《分权化：有中国特色的市场保护联邦制》。王五一译自英文。本文现由作者做了校订和删节。

- 对中国的分权化的经历作出评价;
- 中国走向未来改革的路径:有中国特色的维护市场的经济联邦制。

这个视角有助于阐述一系列有关中国改革成功的关键问题:首先,什么原因使分权化机制得以运行,也就是说,正面的经济效果产生的源泉是什么?它只是简单地因为中央政府把权力下放到地方政府和企业吗?其次,分权化机制有哪些一般性的原则?分权化有局限性吗?最后,临时性的分权化与基于规则的(rule-based)分权化有何不同?

本文的主题之一是市场并不能自我维护。一方面,由于市场产生财富中心,所以它也就很容易受到政府的掠夺侵害,因此必须防止这种掠夺,市场才能发展;另一方面,政府和企业也要面对硬的预算约束。从这个观点看,经济改革就应该包括两个步骤,即它不仅要求政府设计一种新的经济制度,而且还要求它提供可信的承诺来维持这一制度的正常运转。如下面将要述及的,中国经济的成功,部分地是由于分权化在一定程度上为市场化过程的持久性创造了条件。

为了便于分析,我们把分权分为两类:一类是由中央政府向地方政府的分权,一类是由政府向企业或家庭的分权。本文讨论的重点是第一类分权,第二类分权将顺便加以讨论。以前,经济学家们常常把第一类分权称为"行政性分权",把第二类分权称为"经济性分权",那意思好像是说,只有后者才具有市场化改革的含义,而前者则没有。这里不想否定这一说法的合理成分,而是想指出,它可能过于简单化。实际上,中央政府向地方政府的分权不但对于市场的发展有着决定性意义,而且这两种分权是相互补充而不是相互替代的关系。除了特别注明的以外,本文中使用的"分权化"一词是指由中央政府向地方政府的分权。

全文将按以下顺序展开。第一部分讨论中国分权化的历史。这一部分主要讨论的内容是:过去15年里发生的分权化是中国分权化历史上的第三次浪潮,这次浪潮与以往的两次有着诸多不同,它提供了中国经济改革的基础。第二部分转向对分权化本身的理解,讨论的焦点是被称作"维护市场的经济联邦制"的这种特殊类型的

分权化。这种分权化非常有助于解释为什么中国的经济改革如此成功。第三部分把中国的分权化与其他联邦制国家进行比较，尤其要分析维护市场的经济联邦制在美国早期经济增长中的作用。我们将进一步讨论在其宪法建立之前的美国与当今的中国所面临的一些类似的经济难题，还将把18世纪的英格兰以及其他联邦制国家的历史与中国当前的分权化进行比较分析。第四部分对中国所走的分权化道路作出评价。第五部分是全文的结论，描绘一种通过有中国特色的维护市场的经济联邦制来巩固中国正在形成的市场经济的可能性。

一、中国分权化的历史演变

中国的政府结构与经济结构可以表征为一个M型的层级结构，即，它主要是一个按地域原则组建的多层次、多地区的结构。它不同于东欧和苏联的U型单一层级结构。在M型结构的框架内进行的分权化改革，构成了1979—1993年这15年间中国改革的主题之一。要理解中国经济成功的原因以及正在出现的问题，就必须了解分权化演化的历史过程。要知道，分权化并不是这次改革的发明，它实际上也是1979年以前中国所进行的两次改革努力的主题之一。当然，这次的分权化与以往的两次有着重要的差别。

（一）前两次分权化浪潮

1. 第一次分权化浪潮：1958年。

中国的第一个五年计划是在苏联专家的帮助下制定的。当时中国的经济组织结构正在努力照抄苏联式的集权的中央计划模式。下面的数字可以说明这一努力的结果：中央隶属的国有企业的数目从1953年的2 800个增加到1957年的9 300个，归中央计划调拨的物资由1952年的55种增加到1957年的213种。

1957年召开的中国共产党八届三中全会做出了改善工业管理

和中央与地方财政关系的三个决定。尽管1958年开始贯彻实施这些决定的时候受到“大跃进”的影响而在一定程度上偏离了其初衷,它们还是给中国的经济结构带来了极大变化。比如说,除少数例外,所有的国有企业一律下放给地方政府,从而使1958年的中央隶属企业减少到1 200个,它们在工业产值中占的比例也从40%缩小到14%;计划由中央计划和全国性计划转向地区性计划;固定资产投资,包括大项目的投资,由中央政府决策改为由地方政策决策;实行了财政收入分成体制,地方政府取得了增减财政税收的权力,结果,中央财政的比重由75%下降到50%左右,并且,预算外收入与预算内收入的比例到1960年时,已由8.5%增加到20.6%;在企业自主权方面,相当一部分权力下放给了企业,这包括指令性计划指标由12项减少到4项,在企业与政府之间实行利润留成和分成,给企业以人事任免和雇工权;在农村,人民公社的建立代表了分权化与集权化的混合,一方面,许多政府机构下放到了公社;另一方面,公社也从生产队那里取得了许多权力,包括根据国家规定制定生产决策和财务决策的权力。

在中国,中央计划体制的基本框架是到1956年才完全建成的。仅仅两年以后的1958年,分权化便开始了,与此同时“大跃进”也开始了。地方政府对分权化确实做出了积极的响应,地方小工业迅速繁荣起来。在计划经济而不是市场经济的框架内,骤然的分权化导致了严重的(比如地区间的)协调失控。地方政府的软预算约束产生了一系列的问题,尤其不可避免的是投资的迅速膨胀和重复建设。例如,1958—1960年3年内的固定资产投资总额达到了1 000亿元,大大高于1953—1957年5年内固定资产总投资额600亿元的水平。

接踵而至的1960—1962年的经济灾难迫使政府中止并逆转了这一改革。在农村,部分的分权化使生产队(它是在大队和公社之下)成了基本的核算单位。公社仍然保留着,但它的权力削弱了。同时,政府允许农民耕种小块的自留地并开放了某些农贸市场。

中央政府的收权始于1959年,起初是投资决策,然后是财政体制。到20世纪60年代初,收权基本完成。所有的大中型国有企业

重新划归中央隶属，到1965年，全国42%的国有企业成了中央隶属企业。进而，中央政府重新控制了大中型项目的固定资产投资。中央调拨的物资由1958年的132种扩大到1961年的503种，中央财政收入的比重也由50%回升到60%。

有必要比较一下这一时期苏联的情况。也是在20世纪50年代中期，苏联批评了自己的过度集权的计划体制。1957年，赫鲁晓夫建立了105个地区经济委员会以代替中央政府的各个部。这个改革失败了，原因在于“地方主义”的泛滥。1965年，苏联取消了地方经济委员会，恢复了原来中央各部的建制。比较来看，中国“大跃进”以后虽然中央收了权但仍然保留了相当一部分权力给地方（这与大量小企业的存在有关），而苏联的收权则是彻底的“开倒车”。在以后中国的改革中所发生的由分权向收权的逆转，没有一次是彻底的——地方政府总设法截留一部分权力。

2. 分权化的第二次浪潮：1970年。

第二次分权化浪潮始于1970年。这一轮分权化的产生有两个主要原因：一是为了实现出于军事考虑的地方自给自足。这一军事考虑来源于毛泽东对苏联入侵及第三次世界大战之可能性和紧迫性的估计。二是为了实现第四个五年计划的高增长目标。第二次分权化浪潮与1958年那次有许多相近的特征。比如，把最大型国有企业下放到省市一级。1965年，国有企业工业产值的约一半是中央企业生产的，1970年的分权化以后，这一比重降到了8%。在固定资产投资方面，到70年代中期，地方政府控制的预算内固定资产投资已由1969年的14%增加到27%。由中央政府分配的物资种类由1966年的579种，减少到1972年的217种。在财政体制上，除关税和中央企业上缴的收入以外，几乎所有的财政收入都包括在地方财政收入中，同时试验了中央与地方的各种财政分成方案。

这次分权化浪潮的成果之一是地方小企业的崛起。三百多个县市建立了小钢厂；大约90%的县建立了农机修配厂。当时的“农业机械化”的口号成了农村工业发展的催化剂，这些农村小工业便是几年以后乡镇企业发展的起点。

尽管有随之而来的20世纪70年代中期的中央收权,但与苏联、东欧相比,中国经济的分权化程度仍然是很高的。1978年的中央企业产值的比重不到总产值的一半。这一年,全国58家汽车制造厂中的绝大多数是地方国有企业。而在当时的苏联和东欧,几乎整个汽车制造业都由中央政府控制。

(二)过去15年改革中的分权化:1979—1993年

开始于1979年的这15年的改革也伴随着一个分权化的过程。分权化(包括中央向地方的分权和政府向企业的分权)、市场化和对外开放形成了此次经济改革的三个主题,这一点使得此次的分权化与以往的两次相比有着很大的不同。从改革战略来看,"摸着石头过河"的改革哲学,双轨制的改革实践,试点、渐进、增量的改革方法,所有这些构成了此次改革的基本特征。这15年的改革可以分成三个时期,每一个时期都由一个关键性的政治事件开头:第一,1978年12月召开的具有历史意义的中国共产党十一届三中全会,正式启动了中国改革的进程。第二,1984年召开的中国共产党十二届三中全会及其关于城市经济体制改革的决定,标志着中国经济改革的全面推进。第三,1989年的政治风波是一个分水岭。1993年11月召开的中国共产党十四届三中全会通过的《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》可以看做是这一阶段改革的结束,也标志着新的改革阶段的开始。下面概述这一改革阶段中与分权化相关的变革。

1. 改革的开始:1979—1983年。

在农业和工业部门的改革同时是财政分权的改革。1980年开始了财政领域里的分权改革,实行了被称为"分灶吃饭"的财政收入分成体制(也称财政承包制)。这次的财政分权比以往的两次幅度要大,其内容包括:

(1)北京、上海、天津三个直辖市保持原有体制不变;

(2)江苏继续进行财政收入固定比例分成试验;

(3)广东上缴固定数额,福建得到固定数额的补贴;

(4) 8个贫困省按每年10%的递增速度得到固定数额补贴;

(5) 其余的15个省一律按一定五年不变的原则与中央进行收入或补贴的比例分成。

从增量上看,一些省在新体制下财政收入的增长部分的百分之百归了省财政,其目的是要调动地方财政创收和发展地方经济的积极性。

分权化与对外开放联系在一起。从1979年开始,许多省份被允许建立自己的外贸公司,从而开始了外贸领域分权化的过程。在这方面,广东与福建两省由于其地理位置的优势而被允许比其他省走得更快。1979年7月,中央政府决定这两个省在对外开放方面"先走一步",允许它们实行特殊政策和灵活政策。例如,这两个省被允许其出口外汇收入增长部分仅上缴30%。

1980年,中国建立了四个经济特区,其中广东省的三个特区深圳、珠海、汕头与香港毗连,福建省的厦门特区在台湾海峡的西岸。这些特区不仅像通常人们所强调的那样获得了税收方面的优惠,更重要的是,它们享受了一个有利的制度与政策环境,以及更多的经济发展的自主权。例如,它们有权批准最高达3 000万美元的外资项目,而其他地区在这方面的权力则小得多。在中国的其他地区仍然是中央计划和公有制占主导地位的时候,这些特区已经被允许成为私有经济占主导地位的市场经济。

2. 改革的高潮:1984—1988年。

1984年召开的中国共产党十二届三中全会做出了进行城市经济体制改革的决定,其中一个重要的转变是,由"有计划的商品经济"的口号代替了以前的"计划经济为主,市场调节为辅"的口号。这个时期是改革迅速发展和深入的时期。

(1) 财政分权的继续。在这个改革时期中,直到1993年,主导的财政体制仍然是1980年奠定的财政承包制。但在此期间关于财政税收体制改革的讨论一直在进行,包括一定程度上的某些尝试,比如1983年6月实行的"利改税"的改革。一些改革者于1986年提出了价格、税收、中央与地方财政关系、金融、外贸及外汇体制的一

揽子改革方案。1986年底，这个方案实际上被中央政府拒绝了，政府倾向于另外的改革路子，如价格双轨制、企业承包制、财政承包制等。

到这时，中央与省级之间的财政收入分成体制已经覆盖了所有的省份。财政收入被划分成了"中央固定收入"和"地方收入"两大块，中央收入全部上交中央，用于分成的只是地方收入这一块。1988—1993年，共使用了6种基本分成类型。这些分成类型的一个共同的特征是，对于地方政府来说边际税率是递减的。不少省市政府实际上成了剩余收入索取者，因为几乎百分之百的边际收入都归了地方。

上述分成原则也同样适用于省政府与它的下级政府的收入关系。这调动了地方政府发展地方经济和建设地方税基的积极性。这一点在最基层的乡镇感觉尤其明显，乡镇的工业很少，税基薄弱，剩余劳动力的出路问题紧迫，所有这些使乡镇有着强烈的发展本地经济的愿望。

财政分权的结果之一是财政收入与GDP的比例由30%下降到20世纪80年代末的不到20%。与此同时，中央财政占总财政的比例也下降到40%。另一方面，地方政府及其行业主管部门的所谓的"预算外收入"则有所扩大。改革以前，预算外收入很小，1978年时，只占到GNP的9%，而当时预算内收入占到GNP的35%。到1991年，预算外收入已占到GNP的15%，而预算内收入则下降到GNP的18%。

（2）金融的分权化。1983年，中国的专业银行与中央银行实现了分离，这是银行系统分权化的一个重要内容。1984—1988年这段时间内，专业银行的地区分支机构实行了"存贷挂钩"的政策，即它们在当地开展的贷款业务取决于它们在当地能吸收多少存款。如果地方专业银行出现了资金短缺，由中央银行的地方分支机构负责在本地区的范围内调剂资金，必要时由它向中央银行总行申请再贷款。由于中央银行的分支行一直建到县一级，所以这种一层一层的、自成体系的地区资金调剂制度甚至也一直深入到县。

这种银行体制的一个重要特点是，省、地、县政府可以对当地的

银行分支机构的信贷决策产生很大影响。银行的地方分支机构处于“双重领导”体制下，即它们一方面受上级银行领导，一方面又受当地政府领导。随着改革的深入，后者的分量实际上在逐渐加大。地方政府可以直接参与信贷计划的制定，包括向地方专业银行强加一些给本地企业的贷款项目。事后，地方政府可以决定企业是否要偿还这些贷款。地方政府的权力，来源于对地方银行分支机构领导人员的人事任免权以及分配住房和其他福利的权力。因此，地方政府与信贷渠道的联系太通畅了，而中央政府根本无法制止地方政府与地方专业银行相勾结、在投资饥渴的驱使下所形成的巨大的信贷膨胀压力。

(3) 省、市、县政府的权力。作为改革的结果，1980 年初，更多的中央隶属国有企业下放到了省、市和县级政府，其中下放到市一级的最多。到 1985 年，按产值统计的中央企业的比重只占到乡及乡以上国有企业的 20%，省市两级占到 45%，县占 9%。但 20 世纪 80 年代分权化改革的后果，决非仅限于现有国有企业控制权的下放。更重要的是，地区经济发展的根本责任现在已压到了当地政府的头上，它们也因而享有了更广泛的权力。许多改革政策的制定权也放给了地方政府，其中包括减少计划的范围，给地方政府更多的制定价格、建新企业和自筹资金上项目(包括预算外集资和银行贷款)的权力。

地方政府金融实力的增强使上面这些变化的现实性更大了，而地方政府金融实力的增强则来源于预算外资金的扩大和银行渠道的通畅。与此同时，随着地方政府从中央政府手里获得了更多的权力，相应地，它也从中央政府那里承接了更多的责任，如教育、卫生、住宅、地方基础设施等等的开支负担。这样一来，中国的地方政府在财务上越来越自治化了。

(4) 乡村集体企业的作用。归乡村社区所有、由乡村政府控制的乡村集体企业，是这一时期中国经济发展中最壮观的一部分。到 1992 年底，乡村企业的产值占全国工业总产值的 1/4。从一开始，乡村企业就是独立于计划之外的市场性企业。在乡村企业的巨大成

功中有几个因素在起作用。农业改革的成功产生的剩余劳动力以及通过储蓄而积累的可观的资本额,是其重要因素。然而其成功的终极原因还要到乡村企业及乡村政府的积极性中去寻找。首先,这种企业体制使乡村政府拥有剩余索取权。这使得乡村政府有很大的积极性,在财政分权化改革的背景下,通过发展这种企业来建立自己的税基。另外,与国有企业体制相比,乡村政府和乡村企业受到了两种限制:一是硬预算约束,即乡村企业可以破产和解雇工人。另一个限制就是,乡村政府没有权力或能力对自己的企业实行保护政策。也就是说,它们不能用行政手段来保护自己的企业,如设置贸易壁垒排斥竞争等。到了县级或县以上,这两点限制就大大地松弛了。

(5) 分权化与市场化。此次分权化改革是在一个不断增长的市场化的环境中进行的。1985 年,中国正式实行了价格双轨制,企业因此而可以在市场上根据市场价格进行计划外交易。而非国有企业只有一种价格,即市场价格。非国有企业占全国工业总产值的比重,由 1984 年的 31% 增加到 1988 年的 43% 。于是在这个改革阶段,非国有企业与国有企业的市场性交易额,两块加起来已成为国民经济的主要交易形式。

在中国的市场化过程中,商品与要素的地区间流动的发展却不顺利。一方面,从总体上看流动性还是在增加的,如人员的大规模的跨地区流动和外资从国外向中国的流入。然而另一方面我们也看到,分权化给予了地方政府更多的动机和手段,使之成为地方保护主义者。所谓的“诸侯经济”现象使中央政府和经济学家们大伤脑筋。1993 年,世界银行通过对中国国内市场经济发展的考察,得出了下面的结论:“虽然在资源配置的价格机制替代方面取得了很大的进步,但产品与要素(资本、劳动和外汇)市场仍然被各个地区分割成碎块。产品与生产要素(特别是资本投资)与海外的流动性联系,看上去比国内其他省份的流动性联系更容易一些。某些省的经济行为就像一个单独的国家而不像一个大国家的一部分。”

3. 改革的继续:1989—1993 年。

1989 年以后改革并没有完全停顿。比如价格改革,1988 年时,绝大部分产品的价格还是双轨的,在计划轨道上,中央政府只管少数像能源、运输等关系全国的重要产品的价格,而其他产品的计划价格则由地方政府来管理。广东省走在价格自由化改革的前面,其他省跟着它的步子走。这个机制得以运转的原因在于,当有的省实现了价格自由化以后,不跟着走的省在成本上就要吃亏。黑龙江的例子很能说明问题。它毗连俄罗斯,是位于中国最东北部的一个省,也是一个比较保守的省。1989 年,黑龙江省政府公布了一个“383 计划”,这一计划的设计目标是要把该省用以统计通货膨胀指数的 383 种产品的价格涨幅大大降下来,由上年的 17% 降到 13%。这一政策最终被证明代价高昂,并引来了来自政府和大众的反对,人们批评这一政策耗费了太多的钱财。广东省的做法正好相反,也是这组产品,广东省对之完全实施了自由化。由于这一改革,价格下降了。广东省的相反的政策取得了与黑龙江省相同的效果,但却没有耗费政府的任何钱财。在经济学家的建议下,黑龙江省的这个计划被放弃了。

1992 年初,邓小平进行了他对广东等地的视察,并发表了著名的南方谈话。在南部地区地方政府强有力的改革愿望的支持下,邓小平打破了中央内的政治平衡。接踵而至的是中央于 1992 年 10 月宣布要“建立社会主义市场经济体制”。此后,地方政府不理睬中央政府意志的现象不断地发生。例如,许多既不是经济特区,又不是沿海开放城市的内陆城市,也建立了许多开发区以享受税收优惠和更多的自主权,在许多情况下,这些开发区的设置并未经中央政府同意。

1992 年的分权化改革的后果与金融系统的联系最大。地方政府与企业相串通,运用各种方法绕过信贷指标进行集资,其最常用的办法有:第一,从非银行金融机构借款,如地方信托投资公司,许多信托投资公司实际上是国有银行的下属机构。第二,发行金融或公司债券,这种融资渠道往往可以绕过信贷指标。第三,非法使用银行间拆借资金。

有趣的是,1993 年初,中国经济面临着与 1988 年相类似的宏观经济失衡状态。1993 年 7 月,中央政府下发了"十六点方案",旨在通过市场和行政的双重途径来紧缩货币供应。这个方案自然受到了地方政府的抵制。在与地方政府协商以后,信贷于 9 月、10 月再度放松了,这为 1994 年初的通货膨胀压力奠定了基础。

(三)改革的新阶段:1994 年以后

中国共产党第十四次代表大会正式肯定了建立"社会主义市场经济"的概念,据此,十四届三中全会通过了《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》(以下简称《决定》)。会议一结束,从 1994 年 1 月 1 日开始,一场改革旋风在外汇、税收、财政、金融与银行以及企业等领域全面展开。

《决定》至少在五个方面与以往 15 年的改革战略有着根本区别。

1. 中央政府第一次勾画了(虽然是粗略地)一个有中国特色的市场经济的基本框架和综合同步的经济转轨的改革蓝图。在几个关键性的改革领域里,这个蓝图有着比以往远为明确的经济转轨目标,并且非常注重不同的经济改革领域之间的互补与协调。这标志着新的改革战略与以往的"摸着石头过河"战略的重要区别。这个蓝图并没有号召一步到位式的改革,它主张配套改革,重点突破。

2. 在这个新阶段里,改革者已经将其注意力由分权化转向在市场的基础上寻求分权与集权的平衡。改革中地方政府的崛起是分权化的一个结果。然而,一个功能健全的统一的市场经济,根本不同于中国那种地方政府垄断、保护本地市场、阻碍产品与要素的跨地区流动的"诸侯经济"。因此,是那些主张市场化的改革者们——而不是那些反对改革的保守派——主张和实施了一定程度的再集权化。分税制和中央银行作用的加强是这个再集权化的两个例子。

3. 决定用统一的市场规则替代双轨制。一个决定性的措施是,从 1994 年 1 月 1 日开始,统一汇率和税率,消除了在这个问题上的所有制歧视。价格双轨制与分权化密切相伴而构成了"渐进改革"的一个内容。它一方面保持了既有的制度条件(旧价格),另一方面

逐渐减少这个制度条件在交易中所占的比重，通过这个方法，缓和一些矛盾。然而，双轨制的历史使命已经结束，继续的双轨制只会阻碍统一的市场规则的建立。

4.《决定》将企业改革的重心由“扩大企业自主权”深化到与产权、资产经营、公司治理、公司管理甚至部分私有化等相联系的问题上来。市场经济的理论与实践都表明，明确界定的和执行的产权，对于市场经济中的现代企业的成功来说都是非常重要、不可或缺的。

5. 中国政府已经明确表示要实行国际上通行的规则和做法，以实现中国经济与世界经济的接轨。以前，在制定法律法规时，往往强调中国的特殊国情，最近的几个例子说明，这个倾向已经改变了：中国于1993年7月1日实行了西方式的会计制度；正在努力降低关税以争取进入关贸总协定；根据国际标准制定了公司法和保险法。

二、分权化与维护市场的经济联邦制

对中国经济成功及其未来趋势的理解必然涉及分权化和经济行为的关系问题。首先要理解的是，是哪些东西使得分权化有价值。它仅仅是中央向地方及企业的权力下放，还是涉及其他因素？分权化有局限性吗？其次，分权化有哪些新原则？最后一个问题是，应该把分权化理解为单独一个国家特殊的事情，还是理解成一个有着普遍原则的问题？

（一）维护市场的经济联邦制的定义

分权化有三种类型：不伴随权力下放的行政代理；权力的分散化的联邦制；完全的分权化。

最极端的分权化形式是完全的分权化，即国家把一切政治经济权力完全下放到地方，包括国防、财政、货币等。在完全分权的情况下，权力下放得是这样彻底，以至于中央政府实际上已经不存在了，即使它还没有在字面上消失。

与完全的分权化相对应，分权化程度最低的一种类型就是第一种类型，即不伴随权力下放的行政代理。它仅仅把贯彻执行政策的任务放给了地方，却并不给地方制定计划和选择政策的权力。在这种类型的分权化下，中央政府不但制定计划和政策，而且确定和监督政策与计划的执行者。因此在这种类型下，地方政府没有任何自主权。

介于这两种极端的类型之间的是一种在政府层级体系内部的权力划分。这就是各种各样的联邦制。联邦制是一组制度安排，而不是单一形式的制度。由于在这组安排中的各种形式有着很大的差异，我们需要对它们进一步分别定义，关键的理解在于这样两点：一是权力的配置，二是这种权力配置的可靠性和持久性。

经济联邦制最本质的特征是分权化，但并不是任何分权制度都会形成联邦制。如果一种制度满足下面三个条件，则这样的制度就可以称为联邦制：

1. 存在一个政府内的层级体系，例如，在中央政府之下还有一个地方政府。

2. 在中央政府与地方政府之间存在一种权力划分，从而任何一级政府都不拥有绝对的制定政策法规的垄断权，同时又在自己的权力范围内享有充分的自主权。

3. 制度化的地方自主权对中央政府的任意权力造成强有力的制约，使得中央与地方的权力分配具有可信的持久性。

所谓的“维护市场的经济联邦制”的定义是在以上三条外再加上两条：

第一，地方政府在其地域范围内对地方经济负有主要责任。同时，一个统一的全国市场使得商品和要素可以跨地区自由流动。

第二，各级政府都面对着硬预算约束。

由于上述五个特征在逻辑上是独立的，因此存在多种形式、多种类别的联邦制是完全可能的。五个中的每一个，在维护市场功能上都起到了重要作用。其中头两条确定了联邦制层级的最基本的必要条件。但仅仅有这两个条件还不够，因为，如果第三条得不到

保证，放下去的权力随时可能再收回来，则建立在这样的基础之上的联邦制一般不会持续。

联邦制的一个核心难题是，中央政府具有压制下级政府的力量，它可以迫使地方政府改变它不喜欢的决定，或干脆取消联邦制。对中央政府所具有的改变、解除或伤害联邦制的能力若缺乏制约，就会大大地弱化联邦制的自我维持能力。因此，一个真正有生命力的联邦制必须解决这个问题。

要想让市场得到维护，经济联邦制就必须对各级政府的权力施加限制，以促使中央政府和地方政府运用它们的权力去促进而不是妨碍经济的发展——通过对中央政府管制经济的权力以及地方政府破坏统一市场的权力施加限制，维护市场的经济联邦制恰恰可以做到这一点。中央政府和地方政府都必须面对硬预算约束，也就是说，它们不能出于政治目的而无休止地超预算支出。如果所有的地方政府在预算约束上都采取不负责任的态度，则由此形成的财政问题将迫使中央政府面临困境。当然，中央政府也要有一定程度的硬预算约束（尽管做到这一点可能更困难一些），因为中央政府的软预算约束会导致它干预货币的发行，从而使得货币政策不稳定。

（二）维护市场的经济联邦制的效果

完善的维护市场的经济联邦制有下述经济效果：

最重要的是，维护市场的经济联邦制引入了地方之间的竞争，这产生了一些重要的经济效果。

第一，地方之间的竞争会促使地方政府努力提供一个良好的环境以吸纳生产要素，如资本和劳动力的流入，其典型做法包括：为要素所有者提供所有权保障，提供基础设施，帮助市场进入等。那些这方面做得不好的地区就会发现，生产要素流向了别的地区。可见，地区间的竞争为地方政府产生了很强的刺激，促使它们去努力提供最好的地方公共产品和保护要素所有者的利益。

第二，硬预算约束意味着地方政府有可能破产，这会促使地方政府在财政上慎重从事。硬预算约束会在支出环节上限制地方政

府对亏损企业给予不断的救济,把政府的财政行为限制在对地区经济发展有用的服务性支出上,例如,基础设施、住宅等,以便为生产要素向本地区的流入创造一个良好环境。

第三,地区间的竞争还意味着,没有任何一级政府拥有对其经济政策制定的全部垄断权。假如某个地区政府对本地区的企业规定,必须雇用本地农村来的工人,并且要支付这些工人的相关开支(如住房、食品和社会保障),而且不能解雇工人,那么,这类出于政治或社会目标的对企业的管制会使本地的企业在市场上与没有这种限制的其他地区的企业进行竞争时处于劣势,而其他地区的企业会有一个更低成本和更高的竞争力。这大大地降低了地方政府操纵本地区企业的可能性,因为如果它要这样做,很可能使其企业在市场上失败。

重要的是要意识到,经济联邦制的力量之一就是对强大的中央政府的经济功能的制约。也许眼下具有改革意识的中央领导人在一定范围内的收权,不会对当今经济产生本质性的影响,然而,如果让那些对经济改革和市场作用存有不同看法的未来一代领导人来运用这种权力,情况可能就不会是这样。仅仅建立在个别政治领袖的信念基础上的市场,就远不如建立在信念和制度的双重基础上的市场的可靠性大。于是这又产生了对中央政府权力的一个制约因素:经济权力的下放加强了经济政策的持续性,从而使得经济改革可以不依赖于它的发动者而继续进行。这样一来,维护市场的经济联邦制就不是仅仅建立在当今领导人对市场的信念的基础上的了。它实际上创造了一系列与领导人信念无关的客观激励,这些激励有助于减少政治领导人对未来的市场随意干预的可能性。

维护市场的经济联邦制在实践中如不完善,它的优越性就会打折扣。例如,如果没有对统一市场的有力执行,则很多地方政府就可能设置地区间的贸易壁垒,从而阻碍生产要素的流动,增加外地企业进入的困难,降低市场效率。这样的分权制度就可能导致诸侯经济。另一个例子是,如果地方政府没有面对硬预算约束,比如它们可以很容易地从中央政府那里得到贷款或其他收入,结果将是地

方财政的精打细算意识将会削弱。

（三）分权化的一些原则

维护市场的经济联邦制的最重要的特征并不在于简单的分权本身，而在于分权的内容。经济权力的分散与预算约束相结合是事情的关键，因为这是地方政府产生合理行为的激励。并不是分权化本身带来了经济的成功，重要的是分权化的形式。

其他一些特征与维护市场的经济联邦制下的分权形式的理想设计相联系。正如经济学家们一直强调的，提供公共产品与服务的权力必须建立在合理的基础上。其基本原则是，特定的公共产品应该放到最有条件提供它的政府层次上去管理，而哪种公共产品应该由哪级政府来管，这又取决于它们的性质和领域。那些属于国家领域的公共产品应该由中央政府来管，属于地方领域的公共产品应由地方政府来管。这就把中央政府的作用限制在了诸如国防、统一市场及控制货币体系等全国性问题上。征税权也必须合理地在各级政府间分配。

这些产品或政策，包括管理统一市场、制定货币政策、实施明确统一的法律与产权制度，以及像国防、外交等重要的国家公共产品，这些都应该集权于中央政府，因为它们确实是固定的公共产品。统一市场不能靠简单地把权力下放到分散的各个省来管理，因为这会形成一个“囚徒困境”，每个省都倾向于设置贸易壁垒，从而就存在着产生诸侯经济的危险。这一点可以从目前世界范围内的国家间经济关系的经验中得到证明。

货币政策也是这种情况，如果地方政府保持着对货币政策的控制，它们就不会面临硬预算约束。这个问题只能由统一的集权的管理来解决。当然，这可能又会带来一些关于中央政府的激励与制约问题。同样，国防与对外政策也必须是国家的公共产品，因而应当集权。

（四）临时的还是基于规则的分权化

最后是关于规范化的问题。分权制度应是正式的、基于规则

的，还是一个非正式的、临时的？一个非正式的、临时的方式适应由旧制度向新制度转轨的初级阶段，这在这一阶段也许是惟一的选择。但从制度的长期运行来看，以下几点表明，这种非正式的分权化对制度的持续稳定的运行可能有害。

第一，在新体制建立的初期，特别是当这种新体制的形成在很大程度上依赖于一个政治强人的时候，一个非正式的制度完全可以因为这个政治强人的性格、他的政治支持、他的眼光及他的政治权力把事情推行下去。但是，正如韦伯在 20 世纪初就看到的，经过长时期的运转以后，一旦政治权力由政治强人转到第二代领导人手里，产生的体制要想保持下去就必须制度化。道理在于，仅仅建立在政治领袖个人目标、观点和偏好基础上的体制，一旦离开了它的创造者就很难再有所作为。多数政治接班人都不能复制他们前任的伟绩。

第二，在由计划体制向市场体制转型的过程中，一组非正规化的特殊安排有益于在计划体制之内进行的创造市场活动。这个阶段的主要任务是，创造一个在现行计划体制的框架内从事贸易并可从中获得短期收益的市场。在这个阶段，非正规化的特殊安排不但是可行的，甚至可以说是必要的，因为人们此时还没有就新体制的规则和制度特征达成共识。80 年代的中国看来就处于这个阶段，但是随着时间的推移，这样的安排就不够了。一旦达成共识，改革的着眼点就转到了如何在新体制下保持一个长期的市场激励体系的问题上，而非正规化的临时安排是不可能解决这个问题的。于是，制度化和正规化就成了实现维护市场目标的必要条件。进一步看，如果非正规的临时制度的持续时间过长，会导致建立新体制的成本越来越高。

第三，规范化的最大优越性是它的透明性、可预测性和普适性，它可以降低交易成本。一个相关的问题是转型期间的腐败问题。一个不见经传但却广为流传的“民间理论”认为，有一点腐败不是坏事，因为它可能启动市场化改革。有人打比方说，腐败就像润滑剂一样有助于开动这架生锈的机器。然而，这个说法应当在这样两个

方面加以限制：其一，在改革的初期阶段可能是这样。其二，更重要的是，在人们已经达成了关于建立市场体制的共识，并且新的规则和制度已经公布并开始实施的时候，腐败就成了进一步改革的障碍。此时的腐败不但不会"润滑市场"，相反，它可能会阻止市场的正规化建设。腐败的特征之一是它的不透明性，它必然要导致不可预测性和机会的不平等，这与维护市场的目标是相冲突的。

第四，对于维护市场的经济联邦制来说，是否需要一个中央与地方的权力得到界定的正规化的政体。从长期分析的角度来看这一点尤其重要，因为将来必然会产生中央与各省及各省相互之间的纠纷。历史给我们的启示是，如果事先存在一个广泛认可的决策程序，则纠纷更可能和平解决。相反，等到纠纷已经发生的时候再由涉及纠纷的各方先设计谈判程序再进行谈判，则大家的着眼点必然要放在如何制定一个有利于自己的谈判规则上。如果谈判程序是在一个比较合适的时间、在和谐的关系下、在没有任何倾向性的基础上制定的，人们不仅会很自然地接受这个谈判规则，并更可能公正地相互理解。

三、中国的分权化与其他联邦制国家的比较

在过去的几个世纪里，世界上最富的国家都是实行经济联邦结构的。这包括16—17世纪的荷兰、17—19世纪的英格兰、从19世纪至今的美国。这一部分所进行的比较分析的对象主要是美国，也将提及18世纪的英格兰。

（一）1781年以来美国联邦制的演变

美国的联邦制是由几个几乎是完全独立的州为了追求共同目标而形成的，而不是由一个单一的国家经由分权化而形成的。然而，从下面的讨论中我们将看到，在1787年联邦宪法通过以前的一个时期的美国所面临的问题，和当代中国所面临的问题，有很多相

似之处。当年的美国和现在的中国的一个共同问题是，由制度所带来的难题都是过于的分权化。

美国联邦制经历了一个多阶段的演化过程，采取了许多不同的具体制度形式。在从英国独立出来的早期，13 个前殖民地在《邦联宪章》(Articles of Confederation)(1781—1787 年)的基础上组成了美国。在这个短暂的历史时期里出现的一系列问题，导致了政府形式的重大修改，最终形成了 1787 年的宪法。与邦联宪章时期相比，1787 年以后的联邦政府在某些特定的政策领域里的权力加大，当然今天的美国联邦政府的权力又远比当初大得多。在邦联宪章时期的联邦政府并没有控制一些与全国经济密切相关的公共产品的供给，最明显的是国防、货币发行和统一市场的权力都分散在各州。到 1787 年实行新政体后才把这些权力集中上来。在此后的 100 年里，美国联邦制的基本特征就是维护市场的经济联邦制。除了一些特定的公共产品的供应与管理外，几乎所有的权力都留在了州里。各州几乎完全控制了各自的地方经济，但没有阻止商品的跨州际贸易的权力。到 19 世纪末时，联邦政府在经济管理方面的职能是很小的。

通过促使各州实行专业化经济，维护市场的经济联邦制在 19 世纪之美国的市场经济形成过程中起了关键的作用。于是，便形成了在自由的经济环境下展开地区间的激烈竞争，并在这一竞争中形成了不需要人为规制的统一市场。进而，中央政府也可以理直气壮地将该由它管的公共产品管起来，如国防、货币制度(这里包括维持对各州政府的财政硬预算约束)、监管统一的共同市场。

关于统一的共同市场，宪法中的一些条款起到了关键的作用，其中最突出的是商务条款和特权与豁免条款。商务条款产生了两个方面的约束作用：第一，它限制了各州管制商品的州际流通及设置贸易障碍的能力；第二，它把联邦政府的职能限制在真正的联邦事务上。特权与豁免条款限制了各州对本州与外州的企业或机构实行歧视性待遇的可能性，这项条款一方面给予了外州的个人和公司以同样的权利，另一方面免除了本州的个人和公司的一切优惠，税收也完全一样。

结果,世界上最大的共同市场产生了。宪法对州和联邦政府权力的规范为19世纪美国经济的急剧扩张奠定了决定性基础。伴随着区际分工格局的形成,国民财富迅速增长。因此,美国宪政一方面创造了这个全美范围内的统一市场,一方面又维护着这个市场,而联邦制在这里起到了核心的作用。

(二)早期美国与当代中国的趋近点

早期美国与当代中国无疑存在着重大的差别。现在中国有一个强有力的、大权在握的中央政府,它任命地方政府官员,更不用说对军队的绝对控制。然而,中国眼下面临着的问题与邦联宪章时期(1781—1787年)的美国面对的问题有相近之处。

首先,分权化所造成的缺点很相近。中央政府不能生产那些必不可少的全国性公共产品。像邦联宪章时期的美国一样,中国当前的问题也是出在控制货币体系和维护统一市场上。由于在分权化中得到了更多权力的地方政府并不能自觉地负起维护统一市场的义务,所以中国经济明显地出现了诸侯经济的倾向。美国当初的情况也是这样。一些通过某些重要通商口岸而毗连的州(如围绕着波士顿的新罕布什尔州和罗得岛州,围绕着纽约的康涅狄格州和新泽西州),当时都设置了贸易障碍阻止更大的州的商品的流动。像今天的中国一样,当时的独立诸侯经济问题也是美国经济的一个大问题。当时很大一部分市民认为,联邦政府甚至没有能力负起协调国防的主要责任。

其次,那时美国政府解决问题的手段也与现在的中国相近。当时追求改革的主要政治集团是所谓的联邦主义者们。在邦联宪章下联邦政府不能提供必不可少的公共产品,这使联邦主义者们不得不设计了一个新的政府形式,这种政府形式一方面能够提供全国性的公共产品,一方面又不致使联邦政府的权力过大以至于损害各州的利益。最终的结论是,联邦制可以做到这一点。联邦制使联邦政府不仅有了确定的权力范围,而且有了明确的权力目标,这就是提供那些单个的州无法提供的联邦性公共产品和服务。1787年的新

政体使联邦政府获得了维护全国统一市场的权力。进而,当各州周期性地发明出新的贸易障碍花样时,联邦政府的这一权力便一再地显示它的作用。除了明显的关税和进口障碍以外,一些州还试图提高对外州在本地经营的公司的收费。绝大多数此类问题在新政体下都通过中央政府的干预而得到了解决。

现在中国面临着同样的问题:如何使分权化、经济联邦制、限制政府权力等制度化。有两个相关的课题摆在中国面前。第一个课题是,美国的经验证明,要实现上述这些目标,不仅要依靠政治领袖本人的偏好,而且要依靠对他们的行为动机的制度约束。对中国来说,这就要求中央政府在重新集权问题上慎之又慎,只有在分权化过程发生了明显的失败时才不得已而为之,如近年来出现了诸侯经济倾向以至于不得不加强统一市场的管理。但一般说来中央政府权力的扩大,尤其是在税收方面,会产生严重的问题。原因在于,中央政府实力的增加会导致其权力范围的扩大,在这种情况下,一旦政府落入反市场的政治力量手中,则政府的经济控制权越大,它就越是容易在市场经济的道路上开倒车。中国面临的第二个课题更加复杂。缺少法治和民主传统,使得现在的中国无法像当初的美国那样,通过选举机制促使政治领袖反映民意和自觉限制中央政府权力。在这一点上,中美两国有着很大的不可比性。

总之,把以上两点综合起来看,目前中国这种分权化的临时性安排有必要进一步制度化,这不仅于眼下是一件积极的事情,而且还能为中央政府的行为创造一个长期性的行为动机,促使它继续进行经济改革和市场化建设。

(三) 18 世纪英格兰的联邦式结构及其地方官员的作用

维护市场的经济联邦制在 18 世纪英格兰的工业革命中也扮演了一个重要角色。18 世纪的英格兰与当代中国有一个重要的历史共同点,那就是地方官员在经济增长中的关键作用。这是我们之所以要在这里考察这个问题的理由。

虽然 18 世纪的英格兰名义上不是联邦制,但它确实具有上述维

护市场的经济联邦制概念的全部特征。特别是在1688—1689年"光荣革命"以后，中央政府规制经济的权力受到了很大的约束，而地方则取得了更多的自主权。

这对于经济行为模式有着重要的意义。经济史学家们强调指出，工业革命的一个本质特征是置以往的有关经济生产的法律规章于不顾。但这既不是个别现象，也不是一律如此。不同的地方有着不同的动机去执行或不执行这些规章。众所周知，工业开发并不是首先在既成的工业中心进行的，原因在于，老工业中心里的那些现行法规给那些在工业革命中起了关键作用的企业家们带来了很大的不便，他们于是转而到那些没有什么旧秩序和地方利益需要加以保护的地区去寻求发展。这一点与中国的情况很相似——出于同样的道理，中国近年来的新的增长中心并不是那些老的工业基地。

英国的地方官(justices of the peace)有着很大的权力，虽然他们是由国王任命的，但是他们多为来自地方的乡绅，往往在地方上拥有财产，因而他们的个人利益与地区经济息息相关。重要的是，他们的政治忠诚对象是地方而不是国王，他们关心地方经济的繁荣大大超过他们对国王的关心。结果许多地方官帮助本地区建立和维护着一个良好的经济环境，从而使得工业革命的企业家们避开老的商业利益集团的势力范围和管制到比较自由的地区去发展自己的事业。

通过比较18世纪工业革命时期的英格兰和当代改革时期的中国，我们看到了两国之间的接近点，即地方官员控制地方经济的重要意义。二者的地方官员对地方经济的关心对于整个国家经济的繁荣都起到了重要的作用。这个历史的趋近点不仅表现在它们的经济成功上，而且我们关于维护市场的经济联邦制的理论说明它们成功的逻辑也是一样的。

四、对中国分权化方式的评价

如前所述，分权化在中国不是一个新东西，在此次改变之前的

1958 年和 1970 年,中国已经有过两次分权化了。但这次分权化不同于以往那两次,这次分权化是与市场化和对外开放结合一起进行的,它对中国的经济制度和经济行为产生了深刻的影响。根据前述的五个条件,我们看到中国分权化的主要问题在于以下三个方面:第一,缺乏统一的大市场;第二,地方政府的软预算约束;第三,分权缺乏制度化。我们先来考察中国分权化的积极的一面。

分权化改革战略的第一个优点是,它作为中国改革战略的一部分,有助于克服来自中央政府的对改革的抵制及对改革的政治约束。20 世纪 80 年代初保守派的势力还保持着强大的力量时的情况可以证明这一点。在改革的共识尚未形成时,分权化的战略为冲破当时的政治障碍提供了一个有效的途径。与渐进主义相结合,分权化创造了一个来自地方和基层的改革支持机制,从而为改革奠定了动力基础。市场化改革从几个地区和部门取得了支持:像广东那样超高速增长的沿海地区、农村(农业改革带来了农村生活水平的巨大变化)、非国有部门(乡镇企业急剧扩张)。

分权化改革战略的第二个优点就是,允许进行地区试点。中国的 M 型组织为这种地区试点创造了一个高度灵活的、适应性很强的制度基础。试点是一个避免大风险、大错误的好办法,并且,人们可以通过试点来学习关于市场经济和恰当的经济转轨途径的知识。地区试点还可以给人们提供一些改革的实际宣传样板,它们可以帮助人们理解、接受改革,并从这些样板中学习如何进行自己的改革。经济特区的宣传效果就是非常巨大的。

分权化改革战略的第三个优点源于地方政府对中央政府改革政策不稳定的约束力,地方政府对改革的要求、主张和坚持,有助于改革政策的连续性。从这个意义上说,分权化决定着改革的持续性程度。虽然为防止中央政府政策多变而对之施加的约束是有成本的,但它在防止改革在关键时刻发生逆转方面则表现出了显而易见的优越性。另一个有助于保持中央政府政策连续性的改革措施就是对外开放,它对于改革的持续性起到了重要的作用。但对外开放在约束政府的行为方面所起的作用不应被估计过高。

在旧体制没有完全改变的情况下,分权化带来了经济的高速增长,特别是非国有部门增长,这可以被看做是分权化的第四个优点。在本书上一篇文章中,作者对中国M型层级体制下的分权化与非国有部门特别是乡镇企业的超常发展之间的关系进行了详尽的考察。在扩大税基的内在欲望和地区间致富竞赛的外在压力下,地方政府对以市场为基础的非国有部门的发展给予了积极的支持。中国非国有部门的高速增长有两个有趣而独特的特征:它是在国有部门仍在继续运转的情况下发生的,又是在地方政府的支持下进行的。分权化在非国有部门的扩张中起了关键的作用。

虽然分权化为中国的经济带来了巨大的利益,但也要看到,它也伴随着许多不容忽视的问题,如腐败、通货膨胀、宏观经济不稳定以及诸侯经济等。根据我们的考察,这几个问题的关键原因是,中央政府不能稳定地提供或控制一些关键的全国性公共产品,如货币体系、统一市场、商业法规和一个独立的司法制度等。一个重要的全国性公共产品——统一的货币制度——的欠缺,使得地方政府能找到路子搞到资金,从而使得全国的货币供应不断地趋于膨胀。当所有的地方政府都这样干的时候,结果就是通货膨胀。而没有任何激励使任何一个地方政府不这样干,当经济过热的时候,地方政府都指责是其他省市而不是自己造成了这个经济后果。统一市场的不完善意味着某些地区可以运用它们的自主权去设置贸易障碍。中央政府在维护统一市场方面缺乏权威性,会导致分权化改革战略的失败。

五、中国的方向:有中国特色的维护市场的经济联邦制

当改革的政治阻力还很大的时候,当旧的计划制度还十分坚硬的时候,当市场的发育很大程度上取决于人们对改革的持久性的预期的时候,恰恰是分权化创造了市场化改革的根本动力。另一方

面，中国分权化的性质又决定了，如果目前这种非规范的分权化格局最终不能被能够有效地支持市场运行的、制度化了的、规范化的分权化体制所取代，则中国分权化的优势就可能向反面转化。

以上，我们分析了中国分权化过程的历史演变，还把中国的分权化与其他国家的联邦制进行了比较。我们认为，有中国特色的维护市场的经济联邦制是继续已经出现的市场经济的途径。这意味着，中国政府面临着的挑战是很复杂的，它不是一个简单的分权或集权的问题。真正重要的问题是：一方面要使中央政府能够有效地控制全国性的公共产品，如货币体系和统一市场，一方面又要保持分权化的优越性。

在回答了为什么中国需要一个有中国特色的维护市场的经济联邦制的问题以后，下一个难题就是应该怎么去做了。中央政府必须能够提供主要的全国性公共产品，而在目前的组织结构下它显然又很难做到这一点。来自地方的要求应当能通过制度化的渠道到达中央政府，而目前这一点是很不够的，最后，反腐败要求增加透明度，要求信息公开。确实，单是这几项就要求中国进行另一次“长征”。

中国的财政分权与经济增长*

◆ 林毅夫 刘志强
（北京大学中国经济研究中心）

一、引言

自20世纪70年代末开始经济改革以来，中国经济以年均接近10%的破纪录速度增长。在这一过程中，许多因素都起到了重要的作用。例如使家庭成为基本生产单位的农业改革，在企业管理中引入了物质激励的企业改革，各种价格改革、技术引进、面向国际贸易和外国投资的市场开放以及非国有部门的兴起等等。在众多的改革措施中，一个重要的但却没有被充分研究的方面就是始于80年代初的财政改革。本文主要在于探讨财政分权是否对中国经济的增长有着积极的作用。

从广义上讲，中国的财政分权与世界其他地方的财政分权没有

* 原文发表于《北京大学学报（哲学社会科学版）》2000年第4期。该研究得到世界银行和香港科技大学的支持和赞助。

差别,都指中央政府将财政控制下放给地方政府。在那些财政分权的拥护者眼中,财政权力和责任向各级地方政府的转移有助于提高经济效率,因为和中央政府相比,各级地方政府在资源配置上具有信息优势(Oates, 1972)。[①]换言之,地方政府可以更好地提供各种公共物品的服务以满足本地需要。而且,当地方政府的官员承担起提供公共物品服务的责任时,他们也就处于当地居民更严密的监督之下,从而也更有动力去行使他们的财政职能以为公众谋求最大利益(见 Shah and Qureshi, 1994)。另外,中国的地方政府控制着大量的地方企业。财政分权可能硬化了地方企业(local enterprises)的预算约束(Qian and Roland, 1996),从而可能提高地方企业的效率,并导致高速的、可持续的经济增长。财政分权也可能会给经济增长带来动态效益。有关内生性经济增长的最新文献指出制度安排会影响经济增长,[②]可以预计财政制度从集权向分权的转变,能提高经济的长期增长率(Oates, 1993; Liu, 1997)。

有些人对财政分权使效率提高的说法提出了质疑。首先,他们认为地方政府可能实际上并没有明显的信息优势。中央政府可以向地方派遣对当地偏好拥有足够信息的官员,因而即使在集中的财政制度下,他们也可以在资源配置过程中发挥作用。其次,中央政府的决策也可以有中央以下级别的官员的参与。第三,在大多数发展中国家,地方政府的官员都不是依靠民主选举产生,因此他们是否会更好地去熟悉各种情况是值得怀疑的,即使他们对情况十分了解,他们也未必有足够的激励去依此行事。[③]而且,由于中国的地方政府一般都直接拥有绝大多数当地的企业,所以他们可能会设置各种贸易壁垒以保护当地企业,从而造成市场的分割和寻租行为,导致效率的损失。

在整个 20 世纪 80 年代,中国的财政制度经历了许多重要的变

---

① 效率改善的观点为许多学者所接受,例如 Bahl 和 Linn(1992), Bird(1993)。

② 见 Barro(1990), kin 和 Rebelo(1990),以及 Jorgenson 和 Tun(1990)。

③ 显然,无法仅从理论上去断定财政分权是否会导致效率的提高,必须经过严格的实证检验才能下结论。有些人从对宏观经济的控制和各级政府的贪污等问题的考虑而对财政分权抱有谨慎态度。Puod'homme(1995)对此有详尽的论述。

化,从一种单一的由中央政府完全控制收入集中的预算分配的制度变为一种相对分权化的制度安排。中央政府和地方政府各自拥有自己的财政收入。在这种制度安排下,大部分省一级的政府须将本省的一部分财政收入上缴中央。有一些省份的财政支出超过了其财政收入,中央政府可能会向这些省份提供一些财政补贴,一个省内部的各级政府间也存在着类似的财政安排。

理解财政改革在迄今为止的经济增长过程中所起的作用对于中国未来的改革颇为重要。如果正如拥护者所言,财政制度的变化有益于经济增长,那么今后的改革就应致力于进一步巩固分权化改革的成果并使之制度化。相反,若财政分权对经济增长并没有起到什么作用,中国就应该实行更为集中的财政制度,或者是在其他领域里进行相应的改革,以使分权化的财政制度的好处能够完全发挥出来。

本研究的意义不仅仅是对中国的经济改革进行评价。世界银行和其他国际组织正在积极地研究和评估在许多国家——例如中国、巴西和阿根廷——所实施的各种财政改革方案,希望从中可以为其他正准备进行财政改革的国家提供有益的经验教训。从这个角度看,本研究具有非常重要的实用价值。同时,从理论层次来说,本文对财政分权是否有助于提高经济效率的实证检验也是对经济学文献的一个贡献。

对中国经济改革的研究汗牛充栋,但其中罕见评估财政改革对经济增长贡献的文献。Zhang 和 Zou(1996)以及 Ma(1997)的研究是两个例外。①前者认为财政分权不利于经济增长,而后者则得出了相反的结论。然而,以上学者的研究结论须谨慎对待,因为在他们的分析中,要么是使用的分权指标有可争议之处,要么是没有把同时期其他的改革措施也考虑进去。

在对经济增长进行经验分析的文献里,利用生产函数进行回归

① 有大量非定量的文章对中国财政改革的各方面都进行了讨论,如 Wong(1991, 1992),钱颖一和 Weingast(1995)等。

分析是被广泛接受的方法。在本研究中我们也使用这一方法来分析财政分权对经济增长的影响。我们利用了1970—1993年间省一级的数据。我们的估计结果表明:财政分权对经济增长过程有正的作用。我们还发现,除了财政改革外,农村改革、非国有部门的发展和资本积累也都对中国经济在过去二十多年里令人瞩目的增长起到了关键性的推动作用。

本研究有两点创新。一是我们在实证分析中,除了集中分析了财政制度的变化对经济增长率的影响外,还同时用不同的变量来代表各项重要的改革措施,另一个也是更为重要的一个创新是,与以前的学者不同,我们使用了边际分成率——即由省一级政府从财政收入增加额中所提留的比例——这一指标来衡量财政分权的程度。

本文其他部分安排如下:在第二部分,我们以中央和各省级政府间财政关系的变化为侧重点,综述了中国20世纪80年代以来的财政改革。第三部分构建了一个计量模型,第四部分对数据进行了简要的讨论,第五部分给出了估计结果。最后一部分概述了本研究的结论。

二、中国的财政分权

在改革前,中国的财政制度是高度集中的。[①]中央政府和各地方政府之间的关系被称为"统收统支"。各级地方政府都没有自己单独的预算,中央政府集中了全部的财政收入并制定一个包括全部下级政府的统一预算。这种财政安排也将国有企业包括进来,国有企业须向国家上缴所有的利润或剩余,而国家则通过财政拨款来满足国有企业的各项支出。实际上,国有企业的资金安排也是整个国家财政安排的一部分。

集中的财政制度是与中国在改革前所采取的集中的生产和资

① 对改革前财政制度的详细讨论,见Lardy(1975),Oksenserg和Tong(1991),Wong(1995)以及林毅夫等(Lin, etal., 1997)。最后两位作者还对20世纪80年代初至90年代初的财政改革进行了详细的论述。

源分配模式相一致的，但它与1979年开始的市场化改革不相容。有三个重要因素推动了中国财政制度的变化。第一个因素是非国有企业——乡镇企业、联营企业和私营企业——的快速增长，从而改变了国有企业一统天下的局面。亏损的国有企业越来越多，造成了国家财政的沉重负担，政府不得不去寻找其他的收入来源。第二个因素是经济改革使地方当局的政治权力得到了增强，这自然使得各级地方政府会在财政领域提出相应的决策权要求。第三个因素则纯粹缘于经济上的原因。经济利益会极大地影响个人乃至政府的行为，因此为了使地方政府有动力去努力提高财政收入和推动经济增长，就必须改变集中的财政制度。

与其他改革类似，财政改革一开始也是试验性的。早在1977年，就在江苏省试行一种中央与省财政安排的替代方案。按这种安排，江苏省要依合同的规定每年上缴总收入的一部分给中央政府。上缴份额按该省过去的财政收入和支出的情况决定。

中央政府在1980年又实行了名为“划分收支，分灶吃饭”的财政收入分享的安排。按这个安排，财政收入按来源被分为中央固定财政收入（包括关税、由中央直接拥有的国有企业上缴的财政收入）、地方固定财政收入（包括盐税、农业税、工商所得税、由地方政府所拥有的国有企业上缴的财政收入、其他税收收入以及地方特产税）和中央地方共享收入（包括由中央和地方政府共同领导的大型企业的利润、工商税或营业税）。

在1980年的安排中有几个例外：广东省和福建省每年向中央政府上缴一个固定的收入，余下的收入则全归该两省支配。五个少数民族自治区（西藏、新疆、内蒙古、宁夏、广西）和三个有大量少数民族聚居的贫困偏远省区（青海、云南、贵州）可以从中央获得财政补贴，其数额以每年10%的速度增加。

然而，虽然中央许诺上述财政收入分享方案一定五年不变，但实际上分配规则却被频繁改变，1982年和1983年更是如此，所以1980年分权安排的有效期非常短暂。

到了1983年，税收体制发生了重大变化，国有企业实行了利改

税。尽管财政收入仍被划分成三类——中央固定收入、地方固定收入和共享收入，划分的依据却有了改变。以前主要是根据对国有企业的所有权来划分收入，新的划分标准则与税种相联系。

为了使分税方案能够和各个不同地方的社会、经济条件相适应，又引进了四种收入分配方案。14 个省份，包括 3 个直辖市，与中央签订了协议，每年向中央上缴其一定份额的地方固定收入和共享收入。广东省和黑龙江省则条件最为优惠，只需向中央上缴一个固定数量的收入。有 5 个省份从中央政府获得了一个固定数额的转移收入。剩下的 7 个省份则从中央那里得到以每年 10% 的速度增加的财政补贴。

1985 年的财政安排中，中央固定收入和地方固定收入只占政府总预算中相对较小的比例，共享收入则占了主要地位。这意味着现在中央政府要依靠地方政府来增加收入，提供资源。由于地方政府可以保留一部分共享收入，因此为自身利益计，地方政府也会努力去增加这些收入。

财政安排在 1988 年再度发生变化。这一次则有五种收入分配方案，表 1 列出了各个省份所实行的不同的方案。

表 1　中央—省财政制度安排和边际分成率

省　份	1985—1987 年		1988—1993 年	
	分配方案	*FD*	分配方案	*FD*
北　京	a	49.55	b	100.00
天　津	a	39.45	a	46.55
上　海	a	23.54	c	100.00
河　北	a	69.00	b	100.00
山　西	a	97.50	a	87.55
辽　宁	a	51.08	b	100.00
黑龙江	c	100.00	c	100.00
江　苏	a	40.00	b	100.00
浙　江	a	55.00	b	100.00
安　徽	a	80.10	a	77.50
山　东	a	59.00	c	100.00

（续表）

省　份	1985—1987 年		1988—1993 年	
	分配方案	*FD*	分配方案	*FD*
河　南	a	80.00	b	100.00
湖　南	a	88.00	d	100.00
湖　北	a	100.00	a	100.00
四　川	a	100.00	a	100.00
陕　西	e	100.00	e	100.00
吉　林	e	100.00	e	100.00
江　西	e	100.00	e	100.00
甘　肃	e	100.00	e	100.00
内蒙古	f	100.00	e	100.00
新　疆	f	100.00	e	100.00
广　西	f	100.00	e	100.00
宁　夏	f	100.00	e	100.00
云　南	f	100.00	e	100.00
贵　州	f	100.00	e	100.00
青　海	f	100.00	e	100.00
广　东	e	100.00	e	100.00
福　建	e	100.00	e	100.00

注：分配方案如下：

a. 上缴当地收入的一个份额；

b. 在基年上缴当地收入的一个份额，在接下来的几年里上缴总额按已商定的一个比率上升；

c. 向中央政府上缴一个固定数量的收入；

d. 在基年上缴一个固定数量的收入，在随后几年里上缴总额按已商定的一个比率上升；

e. 从中央政府处接受一个固定数量的补贴；

f. 在基年接受一个固定数量的补贴，在随后几年里总补贴额按已商定的一个比率上升。

资料来源：当代中国财政编委会（1988），第 376—377 页；Zhu（1993），pp. 294—296。

三、计量模型

在对经济增长进行实证分析的文献中，生产函数是一个被广泛

使用的基本估计框架（见 Mankiw et al.，1992），我们也采用了这一工具来检验财政分权对经济增长的影响。我们采用了柯布—道格拉斯型的生产函数，故第 t 期的生产可表述为：

$$y(t) = A(t)k(t)^{\alpha}\psi^{1-\alpha} \tag{1}$$

其中 y 为人均产出，k 为人均资本，A 为技术水平，ψ 为劳动力占总人口的比例（假设为常数），对表达式（1）的左右两边同时取对数并对时间进行一阶微分，就得到人均产出增长率，记为：

$$g(t) = \dot{y}(t) = \dot{A}(t) + \alpha\dot{k}(t) \tag{2}$$

从式（2）中可以看出，人均产出增长率取决于两个因素：人均资本增长率和技术进步率。需要注意的是，$A(t)$ 不仅反映了技术的变化，还反映了不同地区资源禀赋、制度的差异和跨时间的变化，以及其他地区特定的但不可观测到的特征。在这里，我们假定 $A(t)$ 取决于两组变量。

第一组变量直接地衡量在改革期间所实施的两个最重要的改革措施。这包括财政分权（*FD*）和家庭联产承包责任制（*HRS*）。财政分权对经济增长的影响是本文研究的核心内容。然而，财政分权只是中国全方位改革措施中的一个组成部分，可能与其他改革措施存在相关关系，因此排除其他改革措施的影响是准确评估财政分权对经济增长的直接效应的关键。而以前的研究恰好忽略了这一点，因此这些研究的结论恐怕并不十分准确。家庭联产承包责任制改革是改革期间农业增长的最主要的原因（林毅夫（Lin），1992）。这项改革增大了农民的自主权并导致了乡镇企业的崛起，乡镇企业的成长是中国近年来经济快速增长的最大动力。我们还以农产品与非农产品（*FPMP*）之间的相对价格衡量了价格放开的影响，因为价格放开大大提高了农产品的相对价格。其他诸如企业改革，对外开放政策等政策改革的效应，由于缺乏较合适的指标而无法予以直接衡量。然而，在回归模型中加入年虚拟变量却可以间接体现这些效应。

第二组变量包括那些能够反映各地间资源禀赋差异的变量。

财政能力(*FISCAP*)定义为人均真实 GDP 的三年移动平均值,该指标反映了一个地区的财政实力。农村人口比重(*POPSHR*)与总人口数(*TPOP*)被分别用来考察城市化以及人口规模对经济增长的影响。非国有企业的相对重要性是通过非国有企业的产出占工业总产出(*NSOESH*)的比重来衡量的。通过考察非国有企业的相对重要性可以了解非国有企业在经济增长中所起到的作用。

我们还利用了人均固定资产投资额(按可比价格计算)增长率这一指标来作为对人均资本增长率的近似替代。

这样,增长回归模型可通过一个双向误差因子模型来描述①:

$$GGDP_{it} = \beta_1 FD_{it} + \beta_2 HRS_{it} + \beta_3 NSOESH_{it} + \beta_4 GI_{it} + \beta_5 \ln(FISCAP)_{it} + \beta_6 FPMP_{it} + \beta_7 POPSHR_{it} + \beta_8 \ln(TPOP)_{it} + \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$$

$$i = 1, \cdots, N; t = 1, \cdots, T \qquad (3)$$

其中,下标 i 为省份,t 为时间,$GGDP$ 为人均 GDP 的增长率,GI 为人均投资增长率,μ_i 为不可观测的地区效应,λ_t 为不可观测的时间效应,ν_{it}为随机挠动项。需要注意的是:λ_t 是一个不随省份不同而变化的变量,它解释了所有没有被包括在回归模型中而和时间有关的效应。这一点对于我们的分析特别重要,因为中国经济的增长模式在很大程度上是受中央政府的宏观经济政策所主导的:扩张性的宏观经济政策导致了高增长和高通货膨胀率,这又将接着导致治理整顿和较低的经济增长。如果不考虑这些宏观环境的时序特征,考察财政分权对经济增长的效应就可能会出现偏差。

关于上述回归模型的特性中,还存在一个有待讨论问题。如果假设 μ_i 和 λ_t 是固定的待估参数,且残差项的随机挠动服从 $\nu_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$,则表达式就是一个"双向固定效应误差因子模型",如果残差项的三个因子都是随机的,则表达式(3)就相当于一个"双向随机

① 在回归方程中所有取百分比的变量都是水平变量而 *TPOP* 和 *FISCAP* 则取对数形式。这样做只是为了方便对估计结果的解释,对本文的结论并没有什么影响。

效应误差因子模型”。由于在理论上并没有太强的理由来支持选择哪一种模型进行估计更为合适，我们完全依据 Hausman 模型设定检验的结果作决定，放弃了随机模型而选择了固定效应模型（见第五部分）。

财政分权的一个重要作用是提供地方行政当局更多的资源，从而能增加它们的投资和支出，因此，财政分权可能会通过增加投资而影响到经济增长，故财政分权对经济增长的部分影响可通过方程(3)中的 *GI* 来解释。财政分权也可能通过提高地方政府资源配置的效率来对经济增长做贡献。财政分权还可以通过减少对低生产率部门的投资和增加对高生产率部门的投资而影响到经济的长期增长率。财政分权的后两种效应是通过增长方程中 *FD* 的系数来反映的，而考察这种效应也正是我们进行实证分析的主要目的和内容。

四、数据

我们收集了中国内地 30 个省级单位中的 28 个（包括北京、上海、天津）自 1970 年至 1993 年的截面数据以进行实证分析。[①]表 2 列出了各变量的定义和均值。人均实际 GDP 是根据中国 1952—1995 年的国内生产总值（GDP）来计算的，政府收入和支出取自《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编：1949—1989》以及历年的《中国统计年鉴》。固定资产投资的数据取自各样本省的统计年鉴。所有这些数据都是根据当年价的数据，再以 1970—1993 年的价格指数换算成按 1970 年的不变价计算的数据。非国有企业的产出与工业总产出的比重、总人口和农村人口数取自历年的《中国统计年鉴》。农产品对非农产品的相对价格则根据历年《中国物价年鉴》和上述各统计资料上的信息算出。家庭联产责任制指标则衡量了

① 由于数据不全，海南和西藏并没有被包括在内。

农村地区采纳这一制度的生产队的百分比，这一数据取自林毅夫 1992 年发表的一篇论文(Lin, 1992)。

表 2　变量的定义与均值

变　量	定　　义	单　位	平均值
GGDP	人均实际 GDP 增长率	百分比	0.071
FD	财政分权：本地所收财政收入的边际分成率	百分比	0.424
HRS	家庭联产承包责任制：农村中采取该制度的生产队数量占生产队总数的比重	百分比	0.607
FISCAP	财政能力：对人均实际 GDP 的三年移动平均	元/人	644.000
POPSHR	农村人口比重	百分比	0.760
TPOP	总人口数	千人	36 568.000
FPMP	农产品对非农产品的相对价格：国家对农产品的实际收购价格指数与农村地区制造品的零售价格指数之比	比率值	1.550
NSOESH	非国有企业产出占工业总产出的比重	百分比	0.290
GI	人均固定资产投资增长率(按可比价格计)	百分比	0.062
FDAVG	另一种衡量财政分权的方法：对本地所收财政收入的平均分成率	百分比	0.592

如何衡量财政分权度是我们所面临的一大关键性的挑战。在进行跨国别的研究中，一般都用州开支和联邦开支的比值作为财政分权的近似替代。然而，在中国，中央在各省的支出的数据无从获得，因此无法计算省开支和中央在各省开支的比值，而必须另辟蹊径。在对中国财政改革进行实证研究的两篇论文中，分别提出了衡量财政分权的不同的方法。其中，Ma(1997)的方法是以省级政府在预算收入中保留的平均份额来代表财政分权度。该方法虽有吸引人之处，但由于两个原因，它却无法体现出自 20 世纪 80 年代以来中央—地方财政关系所经历的巨大变化。首先，在改革前，有一些省份就一直对中央政府的预算有所贡献，或者说，这些省份的财政

收入大于它们的支出。因此,按 Ma 的方法,财政分权早已有之,但在统收统支的财政制度下,省一级政府的任何开支都必须获得中央的批准。其次,Ma 的方法使用的是平均分成率而不是边际分成率,但会影响省和省以下各级政府行为的却正是边际分成率。

另一项对中国财政分权的实证研究是由 Zhang 和 Zou(1996)作出的。他们则通过一省的开支占中央总开支的比率(或者是该比率的变化)来衡量财政分权。这一方法也有问题。在他们的指标中,分母都是相同的——即中央政府的总支出,所以财政分权度就完全取决于一省的支出水平。按照他们的方法,若地方上的支出越大,则财政分权度就越大。所以,地方支出数额最高的那个省就享有最高的的财政自由度。但实际情况却并非如此,因为某个省份的支出大小只是反映了该省的人口和经济规模而不是该省在财政上所拥有的自由空间。例如,四川省的财政支出是最高的,但这并不表明四川省比较小的广西壮族自治区拥有更多的财政自主权。同理,尽管上海市的财政支出要高于天津市,但上海市所拥有的财政自由度并不比天津市更多。

在以前的研究中,另一个被忽略的重要问题是中国财政分权实际开始的时间。正如我们在上面所指出的那样,中国的财政改革是在 20 世纪 80 年代初开始的。但是由于中央和省级政府所共享的收入比较小,而且,在 1980—1984 年间,中央和省级政府间的财政关系的变化在很大程度上是试验性和暂时性的,收入分摊的规则并非一定数年,而是省和中央间年年重新谈判,有些学者(见 Wong, 1991)已经指出,在这短暂的 4 年里,所规划的财政关系的实际有效期非常短暂。在省级政府看来,中央政府的财政政策充满了太多的不确定性。因此,省级政府的最佳策略就是保持现状。与之形成对比的是,从 1985 年开始的财政改革的方向比较明确。收入分配方案最初是三年不变,然后再延续到一个更长的时期。尽管在协议有效期间,由于某些原因,由中央和省级政府所共同商定的收入分摊仍有变化,但它们基本上还是被遵循的。

在本文中,我们认为财政分权从 1985 年开始,并用省级政府在

本省预算收入中的边际分成率这一指标来衡量财政分权。第二部分已经指出,在1985—1987年间,共有四种中央—省财政安排类型,在1988—1993年间则有五种。我们以省级政府提留了多少财政收入增加额来衡量财政分权。如果某省可以从其财政收入中保留一个份额,*FD* 等于所提留的份额。在1985—1987年间有14个省,在1988—1993年间有5个省都可以归入这一类。其余几种类型的财政安排则意味着100%的边际分成率。[①]各样本省的边际分成率在表1中记为 *FD* 的那一列中列出。在1985年以前,所有省份的财政分权度都记为0。[②]

五、结果

表3给出了人均GDP增长率的基本回归结果。表4给出了对用其他方法衡量财政分权所得到的结果的显著性检验结果。以下几点需要注意:第一,统计检验的结果列在表3的底部。其中有一行记为 *HN*,该行给出了固定效应模型和随机效应模型进行Hausman检验的统计值,由 x^2 统计值可以看出,Hausman设定检验拒绝了随机效应模型。标记为 *LR* 的那一行则给出了假设不存在固定效应的可能性比率检验(likelihood ration test)的结果。x^2 统计值大于在1%显著水平上的临界值,检验结果拒绝了没有固定效应的古典回归而接受了双向固定效应模型。因此所有的回归都是按双向固定效应模型作出的。为了简单起见,省和年度虚拟变量的估计结果,没有在表中列出,读者若有兴趣,可向作者索取。由于Breusch-Pagan拉格朗日乘数检验拒绝了存在同方差的零假设,我们在括号中给出了和异方差一致的标准差假设下的 t 统计

① 这类分配方案如下:(1)在基期上缴当地收入的一个比例,在接下来的几年里,总上缴额则按先前所商定的比率逐年增加;(2)向中央政府上缴一个固定数量;(3)在基期上缴一个固定数量,在接下来的几年里总上缴额则按先前所商定的比率增加;(4)从中央政府获得一个固定数量的补贴;(5)在基年里获得一个补贴,在接下来的几年里总补贴额则按以前所商定的比率增加。

② 见第二部分。

值（White，1980）。①

表 3　人均 GDP 增长率回归估计（1970—1993 年）

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4 *	模型 5 **
FD	0.036 2 (2.703)	0.034 9 (2.595)	0.026 5 (2.049)	0.025 9 (1.659)	0.027 1 (2.039)
HRS	0.037 2 (1.768)	0.040 8 (1.951)	0.044 8 (2.163)	0.056 5 (2.304)	0.033 6 (1.685)
GI	0.047 8 (3.819)	0.049 3 (3.897)	0.045 9 (3.692)	0.053 8 (2.879)	0.023 7 (1.919)
FISCAP	−0.144 (−5.308)	−0.126 (−4.509)	−0.157 (−5.664)	−0.138 (−3.810)	−0.125 (−3.804)
NSOESH	0.142 (3.163)	0.145 (3.288)	0.203 (4.116)	0.259 (3.811)	0.173 (4.052)
FPMP	0.010 7 (1.158)	— —	0.005 22 (0.575)	−0.017 2 (−1.149)	0.005 75 (0.576)
POPSHR	0.044 6 (0.630)	— —	0.035 3 (0.509)	−0.074 6 (−0.422)	−0.054 5 (−0.782)
TPOP	−0.209 (−1.612)	— —	−0.310 (−2.366)	−0.405 (−2.634)	0.137 (3.960)
Subsidy Dummy	—	—	0.027 5 (3.648)	—	—
HN	36.31[8]	34.13[5]	35.20[9]	20.24[9]	37.98[9]
LR	289.29[47]	285.14[47]	286.40[47]	181.34[35]	215.71[42]
经调整后的 R^2	0.52	0.52	0.53	0.56	0.51
样本规模	534	534	534	294	406

注：所有的模型中均包括省和年虚拟变量，估计值按照 White（1980）方法对异方差进行了调整；小括号中为 t 统计值；中括号中的数值为 x^2 统计值的自由度。

* 在把从中央政府处接受财政补贴的省份删除后所余数据的基础上的估计结果。

** 对 1979—1993 年期间数据进行估计的结果。

① 另外，Durbin-Watson 检验也表明没有证据显示在文中或表里给出的模型的残差分布呈自相关。

表 4　人均 GDP 增长率回归估计(1970—1993 年)

变量	模型 1 *	模型 2 **	模型 3 ***	模型 4 ****	模型 5	模型 6
FD	0.037 2	0.050 3	0.021 7	0.031 5	—	0.025 4
	(2.750)	(3.633)	(2.422)	(2.422)	(0.011 9)	(1.607)
FDAVG *****	—	—	—	—	2.358	0.008 2
HRS	0.038 7	0.041 1	0.037 4	0.037 9	0.039 7	1.392
	(1.831)	(1.938)	(1.774)	(1.788)	(1.863)	(0.038 9)
GI	0.048 9	0.048 4	0.047 8	0.047 9	0.048 3	1.839
	(3.865)	(3.858)	(3.822)	(3.829)	(3.854)	(0.048 1)
FISCAP	-0.144	-0.147	-0.143	-0.143	-0.142	3.848
	(-5.298)	(-5.398)	(-5.266)	(-5.267)	(-5.206)	(-0.145)
NSOESH	0.145	0.159	0.138	0.138	0.155	-5.338
	(3.216)	(3.433)	(3.097)	(3.087)	(3.313)	(0.157)
FPMP	0.009 74	0.009 48	0.010 5	0.010 6	0.010 3	3.386
	(1.049)	(1.019)	(1.136)	(1.147)	(1.149)	(1.117)
POPSHR	0.041 7	0.037 6	0.042 6	0.041 6	0.039 0	0.043 8
	(0.593)	(0.541)	(0.601)	(0.587)	(0.551)	(0.618)
TPOP	-0.206	-0.208	-0.207	-0.206	-0.253	-0.243
	(-1.593)	(-1.611)	(-1.599)	(-1.859)	(-1.915)	(-1.819)
经调整后的 R^2	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52
样本规模	534	534	534	534	534	534

注:所有的模型中均包括省和年虚拟变量,估计值按照 White(1980)方法对异方差进行了调整;括号中为 t 统计值。

* *FD* 为一年滞后变量;

** *FD* 为二年滞后变量;

*** *FD* 取对数形式;

**** *FD* 取 logistic 形式;

***** *FDAVG* 为省级政府的平均分成率。

1. 基本结果。表 3 中的模型 1 给出了对方程(3)进行直接估计的结果。从中可以看出,财政分权对人均 GDP 增长率有正的、显著的影响。估计值为 0.036 2 意味着财政分权度——也就是对预算收入的边际分成率——从 0 提高到 100%,人均 GDP 增长率就会相应提高 3.62 个百分点。农村改革对经济增长率也有正的和显著的影

响。正如所预料的那样，固定资本的增长率与经济增长率有正的和显著的相关性。*FISCAP* 的系数是负的且在统计上显著，这意味着较富裕的省份其增长率更低。这清楚地说明了在中国各个省份的收入水平之间存在着条件性收敛的趋势。其他反映不同地区间初始条件差异的变量基本上在统计上不显著。

我们估计了模型 2 以检验财政分权的回归结果是否会对包括那些不显著的变量在回归方程里而相当敏感。估计结果并没有多大改变。

由于财政分权度是以各省级政府对财政收入增加额的边际分成率来衡量的，这样，接受财政补贴的省份和只要将其财政收入的一个固定数量上缴给中央的省边际分成率都为 100%。读者可能会怀疑这一方法的有效性。在模型 3 中，我们通过引入虚拟变量对接受财政补贴的省份和其他省份作区分，以检验模型 1 的估计结果是否依然保持不变。该虚拟变量为财政补贴虚拟变量，对于那些在 1985—1993 年间接受了财政补贴的省份而言，该虚拟变量取值为 1，其他的省份则取值为 0。而在其他时段的样本期内，该虚拟变量同样取值为 0。结果，财政分权度从 0.036 2 降至 0.026 5，但仍在 1% 的水平上显著。新加入的虚拟变量的系数为正且显著，表明在其他条件相同的情况下，接受财政补贴的省份的经济增长速度更快。其他变量的估计结果与模型 1 基本相同。处理上述问题的另一种办法是利用整个数据中的一部分来估计模型 1，即不包括那些接受财政补贴的省份的数据。其结果放在模型 4 中，尽管几乎减少一半的样本，但这些估计结果与模型 3 的估计结果基本相同，与模型 1 的结果一致。因此，将那些接受财政补贴的省份的边际分成率设定为 100% 并没有什么不妥之处。

另一个有可能会出现偏差的地方在于改革前的参数值可能会与改革期间的参数值不同。换言之，将改革前各年份的数据也包括进来可能会对估计结果有所影响。因此在模型 5 中，我们仅用 1979—1993 年这一段改革期间的数据对经济增长进行了回归。[①]其

① 另一种方法就是对在改革前和改革期间的增长方程中的各参数的稳定性进行检验。然而，因为 *FD* 和 *HRS* 在改革前的取值为 0，因此邹氏检验在这里并不可行。

中 *FD* 的系数与模型 3 和模型 4 基本相同，且在统计上显著。最引人注目的变化是对总人口数系数的估计。与其他各模型不同，该系数为正且在统计上显著，说明人口规模更大的省份其经济增长速度更快。其他变量系数的估计结果变化不大。因此，没有足够的证据表明我们的结果是因为在分析中包括了改革前的样本而得到的。

2. 对财政分权变量设定的强度检验。可以想象从改革的措施的启动到其对经济增长产生影响之间会有相当长的一段间隔期。为考察这种可能性，我们设经济增长率为滞后一年或两年的财政分权变量的函数。这样做就考虑了经济增长率对改革措施的变化所需的反应时间。在表 4 的模型 1 中，对财政分权变量进行了一年滞后，结果所有系数的估计值，特别是财政分权的估计值，与表 3 中模型 1 的系数估计值非常相似。在表 4 的模型 2 中，对财政分权变量进行了两年滞后，结果再度显示财政分权对经济增长率有正的影响。惟一的变化是财政分权变量系数估计值的大小与其他模型相比变得更大了。这引发我们去寻找该变量的最优滞后结构的想法。然而，由于财政分权变量高度自相关，使我们无法对分布滞后结构进行有意义的分析。但当我们把滞后一年和两年的 *FD* 变量也考虑进来时，这两个变量的估计值全部为正，但因出现多重共线性现象，其估计值的标准差也相应变得很大。①

迄今为止，我们通过对边际分成率的线性转换来衡量财政分权度。然而，财政分权度与经济增长率之间的关系却有可能是非线性的。为了检验将 *FD* 设定为其他形式对回归结果的影响，我们重新对表 3 模型 1 中的该变量进行了对数转换和 logistic 转换并重新进行了回归估计②，其结果分别在表 4 的模型 3 和模型 4 中给出。*FD* 的估计系数仍然为正且在统计上显著。该变量对数形式的估计结果为0.021 7，这意味着从中央集中控制的财政制度向完全分权的财政制度的转变

① 我们对含 *HRS* 滞后形式的方程进行回归分析，但这样做对结果的影响不大。

② 在一般的 logistic 函数中，$FD = \{1 + \exp[(-X + a)/k]\}^{-1}$，其均值为 a，标准差为 $k\pi/3^{0.5}$，我们设该函数的折点为边际分成率的 50%（或 $a = 0.5$），并设标准差为 0.25，这样边际分成率变量的区间在其均值的两个标准差之内。

会将经济增长率提高 10 个百分点。从对该变量进行 logistic 转换的估计结果中也能得到相似的解释。对其他变量的估计基本不变。①

接下来我们将对由另一种衡量财政分权方法所得到的结果的强度进行检验,虽然这种方法与我们所使用的方法关系不大。在表 4 的模型 5 中所使用的是平均分成率。②其结果与先前各回归模型的估计结果基本一致。惟一较大的变化是在该模型中,*FD* 的系数估计值要比那些以对财政收入的边际分成率来作为衡量财政分权指标的模型中的相应系数的估计值要小得多。这表明经济增长率对边际分成率变化的反应,要比对平均提留率变化的反应更为敏感。换言之,若两个省份可以从其财政收入中提留相同的份额,但若它们的边际分成率不同,则这两个省的人均 GDP 的增长率就会出现差异,此时与边际分成率较低的省相比边际分成率更高的省的人均 GDP 的增长率会更高。实际上,我们在表 4 的模型 6 中同时使用了这两种衡量方法(边际分成率和平均分成率),结果表明,使用边际分成率的变量的系数估计值仍为正且在 10% 的水平上显著,而使用平均分成率的变量的系数的估计值虽为正但在统计上并不显著。这可能说明边际分成率是衡量财政分权的一个较好的方法。而且,前者的估计值(0.025 4)要大于后者的估计值(0.008 2),这种结果与在模型中分别使用这两种方法时的情形是一致的。

3. 检验财政分权措施的外生性。尽管我们的回归分析结果表明财政分权与人均 GDP 的增长率有着很强的相关性,但其中的因果关系也有可能是倒置过来的:较穷的省的经济增长率较低,因此更有可能从中央获取财政补贴;而较富裕的省经济增长率较高,从而其财政自由度有可能更大。在这种情况下,我们先前所有的估计结果都会由于内生性偏差问题而出现与估计不一致。然而有许多情况表明财政分权是外生决定的。首先,我们发现 *FD* 非常稳定。在

① 从原则上讲,*HRS* 也存在形式设定问题。我们关注 *FD* 设定形式的变化对估计结果的影响是因为财政分权是本研究的核心内容。不过,当 *HRS* 同样取对数形式时,其系数估计值与 *FD* 的系数估计值均为正且在统计上显著。

② 见前文对平均分成率的批评。

1985 年以前，各省该变量的取值都为 0，在其后的样本年间，各省该变量的取值也并不随时间的变化而出现多大变化。在 1985 年，中央和省的财政安排被确定后仅变动过一次，这个变动发生在 1988 年，并被执行到 1993 年。而 1993 年是我们样本期内的最后一年。其次，我们还就财政分权变量潜在的内生性作了检验。检验的结果并没有拒绝预算收入的边际分成率外生于模型的假设。①

4. 投资和其他。我们在第三部分中曾指出财政分权可通过两条途径来提高经济增长率。第一，财政分权能够导致省一级的资本投资的增加从而带来经济增长。对于省级政府而言，其在一个分权的财政制度下的投资动力要比在一个集中的财政制度下的投资动力更强。因为在分权的财政制度下，省级政府可以从额外进行的投资所带来的回报中获取一个更大的份额。如果财政分权和省级政府的投资量之间确实存在着正的相关关系，那么表 3 和表 4 中所给出的财政分权系数的估计结果就可能低估了财政分权对经济增长的总效应。我们通过一个单独的回归分析来检查是否存在这种关系，以人均投资的增长率（*GI*）对 *FD* 和其他自变量进行回归。结果显示财政分权和投资之间存在正的相关关系。然而，这种关系在统计上并不显著。②因此，并没有明显的证据说明财政分权通过增加了总资本投资量而推动了经济增长。

第二，财政分权通过提高资源配置效率而推动了经济增长。正如我们在第一部分中所指出的，与中央政府相比，省级政府在满足当地需求方面具有信息优势，因而能够更好地提供公共物品和服务，而这些公共物品和服务对当地的经济环境有较大影响。例如，某省份可以通过配置更多的资源来提高总产出，也可以通过将资源从低生产率的领域再配置到高生产率的领域来提高总产出。需指出的是，

---

① 我们还检验了 *HRS* 与 *FD* 同时是外生性的假说。Hausman 检验的结果并没有证明 *HRS* 和 *FD* 应被看作是内生变量。

② 回归模型（包括了省和时间虚拟变量但并没有列出）及结果为：$GI = 0.002\,45(0.003\,8)FD + 0.024\,7(0.317)HRS - 0.083\,4(-0.875)FISCAP - 0.045\,1(-0.242)NSOESH + 0.003\,69(0.091)FPMP - 0.038\,8(-0.148)POPSHR - 0.580(-1.768)TPOP$，其中括号中的数字为 t 统计值，所有变量的定义见表 2，调整后的 $R^2 = 0.41$。另外，改变模型设定形式后对 *GI* 和 *FD* 之间的关系没有什么影响。例如，在 *GI* 对 *FD* 进行单独回归中，*FD* 的估计系数仍然为正且不显著。

这种由于财政分权所带来的效率提高的作用，同技术变迁所起的作用类似，都可以对人均 GDP 的增长率带来长久的影响。我们所使用的计量模型使我们能够对这种效应进行单独的考察。而估计结果则明确表明，财政分权对中国各省间的经济增长率有着显著的作用。

然而，由于缺乏相关数据，我们无法更详细地分析财政分权如何带来了中国经济效率的提高。不过，省一级的宏观统计数字仍然表明由于财政分权的缘故，地方政府将其收入的更大比例投向了高生产率领域。例如，我们发现在基础设施投资占预算支出的比例与财政分权度之间存在着正的且显著相关的关系。①对该结果的一个可能的解释就是省级政府试图通过更多地向基础设施投资，更少地向低生产率领域——例如农业部门——投资来提高资源配置效率，因为向基础设施投资可以提高其他类型资本的生产率。②或许最具说服力的例子就是地方政府在乡镇企业（TVES）的发展中所扮演的角色。财政分权不仅仅局限于中央—省之间的财政关系，在省级政府与省以下各级政府间也存在着类似的分权式的财政关系。目前，省以下的各级政府能够从当地财政收入中保留更大的比例，这已经改变了这些政府的投资行为。结果，它们不仅有更强烈的动力去进行更多的投资，并且会更多地投资于高生产率的农村工业部门：建设更多的乡镇企业。对县一级政府的作用进行充分分析已超出了本文的研究范围。③

我们以边际分成率来衡量财政分权是对过去研究中所使用的其他衡量方法的一个改进，但边际分成率也并非是一个完美的指标。财政分权度还取决于在多大程度上中央政府可以通过其他途径来干预地方政府的财政事务。例如，中央政府可能会给予某个省份几项优惠政策，诸如允许创办经济特区，有权力批准投资项目等

---

① 回归模型（包括了省和时间虚拟变量但并没有列出）及其估计结果为：*BESHINF* = 0.048 6(3.033)*FD* − 0.056 9(−0.340 1)*HRS* + 0.024 9(2.694)*FISCAP* − 0.138(−3.794)*NSOESH* − 0.003 44(−0.398)*FPMP* − 0.132(−1.981)*POPSHR* − 0.419(−0.510)*TPOP*，其中 *BESHINF* 是基础设施投资占预算支出的比例，括号中的数字为 t 统计值，各解释变量的定义见表 2，在 *BESHINF* 对 *FD* 的简单回归中 *FD* 的系数估计值为 0.065 5，其 t 统计值为 3.986。

② 与农业有关的各种形式占预算支出的比例与财政分权之间的关系虽为正，但在统计上并不显著。

③ 有一些初步的证据表明乡镇企业的发展与财政分权间存着正的联系，当我们用省人均乡镇企业投资额对财政分权变量和其他控制变量回归时，*FD* 的系数估计值为正但并不显著。

等。不过这些政策在很大程度上都具有省份特征,通过在回归中设置省虚拟变量已经将它们的效应考虑了进去。

六、结论

在本文中,我们探讨了中国始自20世纪80年代中期的财政分权改革对人均GDP的增长率的影响。我们发现财政分权对经济增长起到了显著的作用,这与财政分权能够提高经济效率的假设是一致的。同时我们还发现农村改革和非国有部门的发展是在过去二十多年里推动中国经济增长的关键因素。

这些结果使我们得出了两点结论:第一,制度安排很重要。除财政分权外,其他政策(如在农村部门中推行家庭联产承包责任制改革和在工业部门发展非国有企业)都对中国的经济增长起到了有利的作用。第二,根据对数据的分析,财政分权主要通过提高资源的配置效率而不是引致更多的投资来提高中国的经济增长率。

应指出的是,自20世纪80年代以来,中央和省级政府间的财政关系的变化错综复杂。我们在经验研究中以边际分成率作为反映财政分权度的指标,但这还不足以充分体现出财政关系变化的复杂性。更好地理解在中央—省谈判过程中起关键作用的因素和机制非常重要,正是由于这个原因,本文的研究只是一个阶段性的成果,更深入的研究仍有待进行。

参考文献

Bahl, Roy W. and Linn, Johannes F., *Urban Public Finance in Developing Countries*, New York: Oxford University Press, 1992.

Barro, Robert J., "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy* 98, Vol. 5, pt. 2, 1990, S103-25.

Bird, Richard M., "Threading the Fiscal Labyrinth: Some Issues in Fiscal Decentralization", *National Tax Journal* XLVI, Vol. 2, 1993, 207—227.

China Ministry of Finance, *Ten Years Reform in Finance and Taxation* (*Caishui Gaige Shi Nian*), Department of System Reforms, Beijing: Chinese Finance and Economics Publishing House, 1989.

China Ministry of Finance, *China Fiscal Statistics 1950—91*, Beijing: Chinese Finance and Economics Publishing House, 1992.

China Statistical Bureau, *Compilation of Historical Statistics for Each Province, Autonomous Region, and the Directly Administered Municipalities 1949—1989*, Beijing: Statistical Publishing House, 1990.

China Statistical Bureau, *Price Statistical Yearbook of China*(*Wujia Nianjian*), Beijing: Statistical Publishing House, various years.

China Statistical Bureau, *Statistical Yearbook of China*, Beijing: Statistical Publishing House, various years.

China Statistical Bureau, *The Gross Domestic Product of China, 1952—1995*, Liaoning: Dongbei University of Finance and Economic Press, 1997.

Dangdai Zhongguo Caizheng Editing Committee, *Public Finance in Mordern China*(*Dangdai Zhongguo Caizheng*), Beijing: China Social Sciences Press, 1988.

Jorgenson, Dale W. and Yu, Kun-Yong, "Tax Reform and U. S. Economic Growth", *Journal of Political Economy* 98, Vol. 5, pt. 2, 1990, S151-93.

King, Robert G. and Rebelo, Sergio, "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications", *Journal of Political Economy* 98, Vol. 5. pt. 2, 1990, S126-50.

Lardy, Nicholas, "Centralization and Decentralization in China's Fiscal Management", *The China Quarterly* 61, March 1975, 26—60.

Lin, Justin Yifu, Liu, Zhiqiang, and Zhong, Funning, "Fiscal Decentralization and Rural Development in China", a report submitted to the World Bank, June 1997.

Lin, Justin Yifu, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review* 82, 1992, 34—51.

Liu, Zhiqiang, "Fiscal Decentralization and Rural Growth", manuscript,

December 1997.

Ma, Jun, *China's Economic Reform in the 1990s*, International Monetary Fund, Washington, D. C. , 1997.

Mankiw, Gregory N. , Romer, David; and Weil, David N. , "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, May 1992, 407—437.

Oates, Wallace E. , *Fiscal Federalism*, New York: Harcout Brace Jovanovich, 1972.

Oates, Wallace E. , "Fiscal Decentralization and Economic Development", *National Tax Journal* XLVI, Vol. 2, 1993, 237—243.

Oksenberg, Michel and Tong, James, "The Evolution of Central-Provincial Fiscal Relations in China, 1971—1984: The Formal System", *The China Quarterly* 125, March 1991, 1—32.

Perkins, Dwight H. , "Reforming China's Economic System", *Journal of Economic Literature* 26, June 1988, 601—645.

Prud'homme, Remy, "The Dangers of Decentralization", *The World Bank Research Observer*, August 1995, 210—226.

Qian, Yingyi and Roland, Gerard, "The Soft Budget Constraint in China", *Japan and the World Economy*, 8, June 1996, 217—223.

Qian, Yingyi and Weingast, Barry R. , *China's Transition to Markets: Market-preserving Federalism, Chinese Style*, Stanford, CA: Hoover Institution on War, Revolution and Peace, Stanford University, 1995.

Shah, Anwar and Qureshi, Zia, "Intergovernmental Fiscal Relations in Indonesia", 239 World Bank Discussion Papers, 1994.

White, Herbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica* 48, May 1980, 817—838.

Wong, Christine P. W. , Heady, Christopher, and Woo Wing T. , *Fiscal Management and Economic Reform in the People's Republic of China*, Oxford University Press, 1995.

Wong, Christine P. W. , "Central-Local Relations in an Era of Fiscal Decline: The Paradox of Fiscal Decentralization in Post-Mao China", *China Quarterly* 128, 1991, 691—715.

Wong, Christine P. W. , "Fiscal Reform and Local Industrialization", *Modern*

China 18, 1992, 197—227.

Xie, Danyang, Zou, Heng-fu, and Davoodi, Hamid, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States", *Journal of Urban Economics* 45, 1999, 228—239.

Zhang, Tao and Zou, Heng-fu, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China", manuscript, Policy Research Department of the World Bank, 1996.

Zhu, Xingmin (ed.), *Reform and Practice of Financial System and Management in Jiangsu Province (Jiangsu Sheng Caizheng Guanli Tizhi Gaige Yu Shijian)*, Beijing: China Financial and Economic Publishing House, 1993.

改革以来中国的官员任期、异地交流与经济增长

——来自省级经验的证据*

◆ 张 军 高 远

(复旦大学中国社会主义市场经济研究中心)

一、引言

改革以来中国的经济增长表现为一个分散化的和自下而上的过程(Qian and Xu, 1993; Naughton, 1994)。这意味着它的政治体制和政府组织内存在着对增长的非常正面的激励模式。过去十多年来让经济学家兴趣不减的问题一直是,中国地方政府官员推动经济增长的激励究竟来自何处。

其实,即使在主流经济学的文献里,强调经济增长中的政府质量或治理效率(governance)的重要性的文献越来越受到关注(例如,

* 该研究得到教育部国家重点研究基地重大研究项目"财政分权、金融发展与中国地区经济不平衡增长的实证研究"和复旦大学国家哲学社会科学中国经济国际竞争力研究创新基地区域竞争力研究项目"金融深化、财政分权和中国的地区经济发展"的资助。

La Porta et al., 1999）。20 世纪 90 年代以来，经济增长和转型的跨国经验研究开始注重了政治组织、政府治理、法律秩序等制度因素对于解释国家间经济绩效差异的重要性（如 Barro, 1991; Acemoglu et al., 2001）。Li（1998）也把国家官僚体制的效率和质量视为影响经济发展的一个更根本的因素。而 Shleifer（1997）在比较了转型后的俄罗斯和波兰的经济表现之后，也格外看中政府体制的转型在经济转型中的中心地位。[①]

近年来，那些试图揭开中国经济增长谜团的经济学家（包括政治学家）逐步发展了两个侧重有所不同的理论解释。一种解释强调政府间的财政分权（所谓“有中国特色的财政联邦主义”）对维护市场改革和推动地方经济增长的重要性（如 Qian and Weingast, 1997; Blanchard and Shleifer, 2001）。而另一种解释则力图回答在中国政府官员致力于经济增长的激励来自何处（如 Li and Zhou, 2005；周黎安，2007）。根据后一解释，中国地方官员之间围绕 GDP 增长而进行的“政治锦标赛”是理解政府激励与增长的关键线索。政治锦标赛可以将关心仕途的地方政府官员置于了强大的激励之下。

这些理论对于我们理解中国的经济增长无疑是重要的文献。而且，正如一些经济学家指出的那样，在中国，财政上的高度分权体制需要与官员治理的中国模式相结合才能更好地解释地方政府官员的作为和中国的经济业绩（Zhuravskaya, 2000; Blanchard and Shleifer, 2001; Bardhan[②], 2006）。例如，Blanchard 和 Shleifer（2001）

① 俄罗斯战略研究中心主席德米提也夫（2006）指出，在 20 世纪 90 年代，公共行政改革在俄罗斯只是一个优先度较低的议题。虽然当时进行了公共行政方面一些最紧迫的变革，主要包括“权贵阶层”控制体系的废除及预算和货币当局的改革，但是改革却使得地方政府改进其绩效和效率的激励减弱了。行政管理上零敲碎打的改革未能取得任何重大进展，公共行政的效率整体上急剧恶化了。到 20 世纪 90 年代末，低效的公共行政体制成了俄罗斯经济成功转轨的主要制度障碍。2000 年普京当选俄罗斯总统后才进行了公共行政改革。这些改革包括政府行为的所有主要方面，比如公共管理、财政、联邦和地方政府的组织结构等。地方长官的直接选举制度被废止，由中央任命体系取代。

② Pranab Bardhan 教授在最近的文章中写道，中国和印度都经历了相当程度的分权，但两个国家经历的分权的性质却大相径庭。在印度，分权采取了在地方上不断选举的形式，但至今向地方政府下放的真实的权威和征收收入的权力却微不足道。大部分地区的乡村和区所选举出来的官员的真正角色是攫取来自上级资助项目（如就业项目或信贷项目）的好处。在很多邦，对穷人意义非凡的资源却通过官员与地方上有势力的人物之间的合谋被转移到了非目标人群。而在中国，地方上党政部门拥有实际的权威并分享当地的收入，从而驱动地方官员在地方的经济发展中担任领导的角色。与中国不同的是，在印度，当地的经济发展并未走上地方政府的议事日程（Bardhan, 2006, pp. 12—13）。

认为，中国共产党（党中央）拥有绝对的权威并持续任命地方的官员，因而有能力奖励和惩罚地方官员的行为；而俄罗斯功能紊乱的民主体制不仅无法使中央政府有力贯彻其目标，也没有能力来影响地方政府的所作所为。

但是，在现有的文献里，对中国官僚体制和官员治理（中国所谓的“干部人事制度”）的经验研究并不多见。对于一个由中央保持政治集中和绝对权威的体制来说，人们通常只是先验地假定这是一个没有效率的治理结构，而缺乏对这个治理体制的更多了解。近年来随着数据的不断改进，考察中国经济增长中的政治影响和官员治理成为可能。Li 和 Zhou（2005）是现有文献里较早地考察中国的官员晋升和相对绩效考核机制的研究文献。他们的研究发现，中国地方官员的相对绩效的确对官员的晋升概率有显著为正的影响。这个研究帮助解释了中国地方官员面临的推动增长的激励部分地来自于官员晋升的目标。

无疑，官员对晋升机会的追求以及晋升职位是中国官僚体制运行中非常重要的一个环节。但是与西方的政治不同的是，在中国，为了保障官僚系统有条不紊地运作和克服治理的障碍，“上级”扮演着格外重要的角色。它担当着对下级官员的遴选、考核、监督、任期以及调动等职能。在一个官僚等级分明的结构里，处于最上级的“中央”则掌握着对高级官员（在中国称为“省部级”）的控制与治理。

Huang（2002）对 1978 年以来的中国的官员治理体制有过一个研究。他发现，在中国，中央对地方官员的治理通常包含着显性和隐性两个方面。显性治理往往通过可度量的经济发展的指标（如当地的 GDP 增长率，吸引落户的 FDI 等）指标体系来实现，而防止官员腐败和不忠等难以监控的事项则更多地依赖隐性治理。中央对同时管理多个行业、部门和地区的高级官员，比如省（市）委书记或省（市）长，则更多地依赖隐性治理。根据他的分析，隐性治理的手段有包括兼任中央政治局委员、中央直接任命、任期控制以及异地任职等。

我们认为,从制度建设的角度来看,对中国的官僚系统和治理模式产生深远影响的是1982年建立的官员退休制度以及1990年建立起来的高级官员异地任职制度(官方文件称之为"干部交流",为了不引起概念上的歧义,我们在本文仍使用"交流"一词)。实行官员强制退休制度实际上限制了高级官员的任期,而实行官员异地交流制度不仅客观上限制了官员在同一地方的任期,而且被认为有助于克服地方官员的惰性,减少腐败,有助于改善政策和政府的效率,而且也无疑强化了中央对官员任免的决定权(例如,浦兴祖,1999;Huang, 2002)。

由于地方官员的权力、对经济政策的影响以及施政经验等因素都将最终影响当地的经济发展业绩,因此,有必要在大样本的条件下考察一下官员的任期限制和异地交流是否实质性地影响了地方的经济增长?是如何影响的?任期的长短重要吗?官员的异地交流是积极地还是消极地影响经济的业绩?这些因素的影响力在地区之间有差别吗?

本文利用1978年至2004年间在各省(西藏除外)任职的省(直辖市、自治区)委书记和省长(包括直辖市长、自治区主席)的详细信息以及省级经济增长的数据库,从经验上证实,在中国的官僚治理体制下,官员的任期限制和异地交流制度对经济增长有相当正面的影响。我们的研究发现,即使在中国也存在着官员任期与经济增长关系的倒U形特征,也就是说,官员在任时间的长短对辖区内的经济增长的影响是非线性的。我们的研究还发现,官员的异地交流对经济增长也有积极的影响,但这个影响在地区之间(尤其是东西部之间)存在着明显的差异,在东部的影响大于西部。

本文的结构安排如下:在第二部分,我们对改革以来中国的官员治理体制和有关文献做了一个简单的回顾。第三部分提供了我们对数据来源和对不同观察值样本形成的具体说明。基本计量模型的设定、回归结果以及对回归结果的讨论安排在了第四部分。在第五部分,我们还讨论了更复杂的情况,并且为了控制可能的内生性问题,我们使用了工具变量法并对不同的样本进行了回归以增强

我们结论的稳健性。第六部分是本文的结论。

二、中国官员治理制度的改革与文献回顾

毫无疑问，中国的官僚系统是如何运作的，中央如何治理其党政官员是一个非常复杂的现象。在中国被称为"干部人事制度"。政治学家对它的了解多于经济学家。介绍和讨论中国的官僚体系与官员治理制度不是本文的目的。本部分着重于介绍改革以来中国高级官员的任期限制与异地调动在制度上是怎么形成的，并对现有的研究文献做一简单回顾。

1978年改革开放以来，中国官员治理制度虽然总体上延续了毛泽东时代的基本框架和体制特征，但这一体制也随着经济的改革开放在不断地进行着改革和变化。20世纪80年代以来，有两项"干部人事制度"的改革举措对建立形成今天的官员任期制度和异地交流制度起了决定性的作用。[①]

首先就是1982年初中央颁布的《中共中央关于建立老干部退休制度的决定》。这是对改革的领导人邓小平提出改进干部的任期制度和选拔干部的"四化"(即:革命化、年轻化、知识化、专业化)方针的一个正式接纳与落实。根据这个决定，通过设立中央顾问委员会、提高退休干部待遇等方式妥善安置了大量在岗的革命老干部，官员队伍很快实现了"年轻化"和"知识化"的目标。这种在政治上大幅度更新人力资本的做法部分地保障了中国经济体制转型的成功。[②]这次的干部人事制度改革同时也形成了省部级干部65岁"退居二线"的惯例，这个惯例也就在客观上和事实上限制了高级官员的任期，增强了中央对高级官员的控制能力。在任命省级官员时，

① 实际上，中国的官员任期制度和异地交流制度的形成过程是相互联系着的。这可以从中央颁布的多项干部人事制度改革的文件文本都同时提及"任期"和"交流"这两个关键词加以佐证。

② Shleifer(1997)对俄罗斯和东欧的转型经验进行了比较和讨论后也发现:"无论是对经济还是对政治而言，如何更新过时的人力资本也许都是转轨的中心问题。"

各省党委书记（省长）经中央提名后由省级党委（省人大）选举产生，目前实行等额选举。所以，强制退休制度的建立使得中央在高级官员的任免上有了完整的决定权。毫无疑问，中央的人事任免权对地方官员的激励具有重要的影响。

其次是官员的异地交流制度的形成。邓小平早在20世纪80年代初就倡导高级干部的异地交流制度，但这个想法在当时并没有真正得到落实。[①]尤其是，1983年10月《中共中央组织部关于建立省部级后备干部制度的意见》的实施，更是鼓励了大部分省份从本省提拔的年轻后备干部中选任官员。直至1990年7月中共中央颁布《中共中央关于实行党和国家机关领导干部交流制度的决定》之后，官员异地交流才被正式制度化。

这个决定指出，中央党和国家机关各部委、各省、自治区、直辖市的省部级领导干部，可以在中央与地方之间进行交流，也可以在不同地区之间进行交流，还可以在中央各部门之间进行交流，尤其要注意从经济比较发达的地区交流一部分领导干部到经济相对落后的地区任职。在我们收集的1978—2004年期间302个省（市）委书记和省（市）长的样本里，我们根据官员的任职简历来确定他（她）在该地的任职是否属于异地交流。[②]从地区分布来看，东部地区的任职官员属于异地交流的比例为44.7%，而中西部地区为47.9%。[③]图1显示，由于特殊的原因，跨省交流的省级官员在20世纪80年代经历了持续的下降局面，而1990年之后随着异地交流制度的建立开始出现持续增长趋势。[④]

在我们搜索到的研究中国党政的大量文献中，没有找到针对官

---

① 根据我们获得的资料发现，1962年中共八届十中全会也曾通过《中央关于有计划有步骤地交流各级党政主要领导干部的决定》。但是由于文化大革命的爆发，该决定没有真正执行。

② 在本文中，我们把从中央和外省（市）调入的省（市）委书记和省（市）长或者自治区主席定义为异地交流的官员。如一官员先被调入一个地方任副职超过一届才转任正职，他（她）就不算入交流干部；如官员被调入其他地方锻炼，但期间很短，且在五年内又回原地工作，我们也没有计算他（她）为交流干部。

③ 关于东中西三大地区的划分和所包括的省份，参见王小鲁和樊纲（2004）的地区划分方法。

④ 由于数据口径上的原因，该图需要我们谨慎解读。在1983年废除干部职务终身制以前，高级官员异地交流的比例也比较高，但这主要是因为"文革"后很多官员集中复出并被分配到各省担任职务的缘故。许耀桐（2004）提到，老干部复出使得职位安排过多加上年龄老化等问题，使得中央不得不在1982年进行机构改革和考虑老干部退休制度。各省市随之开始多从本地提拔年轻干部，异地交流的比例开始下降。20世纪90年代实行官员异地交流制度之后，官员异地交流的比例又开始上升。

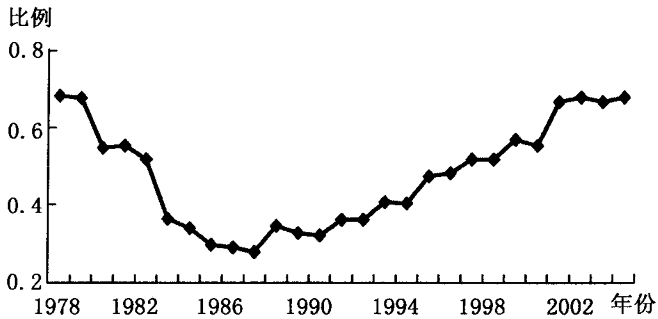


图 1　中国省级官员异地交流的比重变化(1978—2004 年)

员任期限制的有关研究文献,但大多数研究党政的文献对官员的异地交流制度都给予了充分的肯定。例如,陈云(1986)以及陈绪群和赵立群(1996)就认为这样的制度能阻止宗派主义,也使地方官员能更好地执行中央的方针政策,在一定程度上防止腐败;官员异地交流为官员提供了一个新的环境,摆脱因循守旧和人际关系的束缚,有利于领导干部工作思想和工作方法的不断更新,能改善官员的工作动力。有的学者强调,官员异地交流能使地方官员更有动力加强跨地、跨部门合作。东部地区的官员到西部任职能引入东部经济发展的经验(浦兴祖,1999;刘本义,1998)。Huang(2002)还认为,被异地交流的官员能向中央传递了当地全新信息,因为前任可能会向中央隐瞒当地的不利信息,而继任者可能会逐步了解实际情况,有利于中央解决信息不完全的问题。

当然,也有对官员异地交流持怀疑态度的观点(例如,顾万勇,2006)。这些观点一般认为,官员的异地交流很可能造成官员行为的短期化。比如,官员往往把交流到另一个地区任职看成是过渡性任期。另外,被异地交流的官员在到任初期可能因为不熟悉当地的环境而难以提高工作效率,这些都可能会对当地的经济增长产生不利的影响。[①]不过,这些党政研究的文献只是论述性的,不是研究性

① 邓小平曾指出,一个干部在一个地方待久了,“有好处,也有缺点。天天在一起,都习惯了,有些事情不容易察觉,有些事情就麻痹了,该提的问题、该批评的问题也就马虎了,新的感觉也就比较少了”。(《邓小平文选》第 1 卷第 321 页)

的，没有提供给我们任何经验的证据。

在文献里我们没有找到更多的信息和研究文献来帮助回答如何决定被异地交流的官员，哪些因素是决定性的，出于什么目的，交流至何处等问题。中央在1990年、1999年和2006年颁布的干部异地交流制度的文件给出的异地交流的理由只是：推行干部交流是优化领导班子结构，提高领导干部的素质和能力，加强党风廉政建设等。在确定交流对象时并没有强调要按能力筛选被异地交流的官员，而是强调工作需要、锻炼能力以及出于回避等因素。我们的经验观察是，除了大多数按照制度每年正常进行官员的异地交流之外，也存在策略性的和出于政治考虑的官员异地调动与异地任职。对于这样的情况显然包含着非常复杂的政治过程。本文没有足够的信息来做区分。因此，总的来说，我们在本文把官员的异地交流处理为"外生变量"。

在西方的经济研究文献里，要找到研究官员任期制度对经济增长影响的文献并不难，但很少有讨论官员交流的文献。大多数已有的文献主要是讨论官员的任期限制对其执政行为的影响。Rogoff（1990）建立了一个理论模型，在这个模型里，他发现，如果存在连任的可能，那么在任官员就会试图用财政变量发送其能力的信号和建立声誉，以增加连任的机会。如果实施任期的限制，不再可能连任，那么官员的这种行为就会改变，从而产生道德风险问题：在任者不再从连任中获得利益的话，那么他就只关注自己当前的利益，做出悖于选民利益的行为。

Besley和Case（1995）分析了1950—1996年间美国州长的行为，从经验上检验了Rogoff（1990）的政治声誉模型。想继续执政的官员必须充分考虑选民的利益以再次当选。他们的发现是，当州长面临任期限制时，税收会显著上升。他们还考察了任期限制对州的经济增长是否有负面的影响。结果显示，任期限制对州的人均收入有显著为负的影响。不过，他们在结论中指出，任期限制看似对经济发展有不良影响，但任期限制能减少政治中的自保行为，长期任职的官员可能通过积聚威权政治以致最后摧毁选举规

则的效率。于是任期限制的引入长期来说可能是有利的。Johnson 和 Crain(2004)用了 48 个民主国家的跨国数据研究了任期限制对政府财政绩效的影响。他们发现,一届任期制的国家,其政府支出比两届任期制度或无任期限制的国家增长得更快。Drazen(2000)与 Economides 等(2003)都发现,由于选举结果的不确定性,使得当前政府不会把当前政策的负面效应完全内部化。而 Buchanan 和 Congleton(1994)则发现,如果官员认为他们会留任,那么他们就倾向于偏离选民的偏好。Garcia-Vega 和 Herce(2005)建立的模型认为任职期限与经济发展的关系是非线性的。

由于政治体制上的原因,研究官员交流对经济发展的英文文献屈指可数。在大多数西方国家里,地方是分选区的,候选人只在本选区范围内参选地方领导人,不存在中央政府将其交流到其他地区任职的问题。我们仅发现 Abbink(2004)对德国的研究针对的是联邦政府公职人员的部门交流制度。这是一篇实验经济学的论文。在德国联邦政府中,政府职员交流是预防腐败的公共管理手段之一。为了研究这个政策的效果,他做了一个实验,把潜在的行贿者和官员进行随机重新配对,并将结果与原先固定不变的配对比较。得到的结论是:公职人员交流后能显著地减少贿赂程度和无效决策的频率。

与西方政治体制下的官员任期制度根本不同的是,中国的官员任期制度相对而言比较隐性和不稳定,因为官员在任期内可以被异地交流或者晋升到更高的职位上去。这就使得中国官员的任期时间往往是连续的正数,而西方国家官员的任期大都是非连续的正整数。这样一来,地方官员面临的激励与西方国家的官员也就有很不同的地方。中国的地方官员会为晋升而努力。这就使得中国可能比西方民主体制下存在任期限制上的更强的激励制度。是这个高能激励推动着中国"自下而上"的经济增长。但是,中国官员的任期制度中也存在一些与西方民主选举体制不同的问题。在西方民主选举体制下,业绩不佳的官员难以再当选,而在中国,

政绩好坏虽然会显著影响官员的晋升概率,但并不决定官员是否会在当地连任(类似西方民主体制下的"再当选")或终止当地的任期。所以,它虽然有奖"优"的激励,但却没有罚"劣"的另一种激励。①

从中央对地方官员的任免经验来看,的确,政绩好的官员被晋升的概率高,绩效一般的官员则可以继续留任。中途被撤换的官员并不是因为政绩不佳。在未获晋升而被撤换的高级官员中,除了年龄和健康原因离职以外,大多数官员是因为腐败而被免职的,另外也有因本地出现重大事件而被撤换的。因此,如果中国的官员接近65岁的年龄限制和在当地任职已满一届,那么他或她希望晋升的激励就显著衰退,其行为模式会发生改变。由于这个原因,基于我们的数据,图2所显示的中国省级官员的任期长短与经济增长的关系也就呈现微弱的非线性性质。②

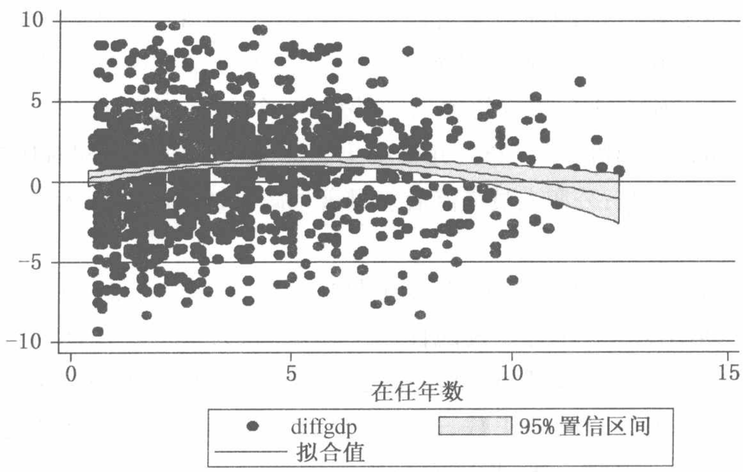


图2　官员在任年数与经济增长的关系

① 事实上,这个问题在后面的计量回归中已经得到验证。由于留任了经济业绩一般的官员,使得IV法回归中的在任年数(tenure)的系数比OLS回归的系数小,即存在向下偏误。

② 图2的纵坐标为各省GDP的相对增长率,它是各省的GDP增长率减去相应年份的全国GDP的增长率。这个做法类似于去均值,其目的主要是想控制GDP增长率中存在的周期性年度效应。

三、数据与样本形成

我们的数据库包括了1978年至2004年间在中国省级党政层面任职的省（自治区和直辖市）委书记和省长（自治区主席和直辖市市长）[①]的个人和任职经历的详细信息（包括个人简历和任职与职务变动的经历）。2002年中共"十六大"后就任的省级党政正职官员因任职时间较短而未加入。所有这些官员的数据来源于《中共第一届至第十五届中央委员》一书和人民网（www.people.com.cn）。有关经济增长方面的数据来自复旦大学中国经济研究中心的数据库。我们的数据涵盖了30个省市自治区（不包括西藏）。

表1给出了基本变量的统计描述。表1显示出，在我们的数据中，按照官员的人数来统计，我们可以获得的观察值为302个，如果展开为逐年数据则为1 413个观察值。逐年观察值的计算从1978年开始，到2004年为止。但海南和重庆分别从1988年和1997年开始计算，这是因为海南是1988年建省的，而重庆是1997年建直辖市的。在一些省份，书记和省长是在2003年或以后就任的，因为观察值的时间过短，我们没有纳入样本。这样，我们的样本共包括了30个省市自治区和26年的时间，每个省市自治区分别有书记和省长（包括直辖市长、自治区主席）两位，逐年样本观察值共30×26×2＝1 560，扣除海南和重庆建省（市）前的年数以及2003年后就任的官员，有效观察值实际为1 413个，为混合横截面数据。

表1　变量及统计描述

变　　量	观察值	均　值	标准差	最小值	最大值
在任年数/tenure	1 413	3.532	2.393	0.4	12.4
本省籍贯/birthplace	1 413	0.322	0.467	0	1

① 本文以后出现的"官员"或者"干部"均仅指省级党政正职，即省（自治区和直辖市）委书记和省长（自治区主席和直辖市市长）。除特殊情况外，后文出现的"省"均包含了直辖市和自治区在内。

（续表）

变　量	观察值	均　值	标准差	最小值	最大值
交流干部/rotation	1 413	0.475	0.499	0	1
年龄/age	1 413	59.252	5.376	42	75
中央背景/central background	1 413	0.223	0.416	0	1
教育程度/education	1 413	0.581	0.494	0	1
实际 GDP 增长率/pgdp	1 413	10.273	4.612	-9.1	40.2
人均实际 GDP 期初值/rpgdppc	1 413	1 265.999 2	1 273.485	144	11 132.22
任职时间/tenureyear	302	4.774	2.526	0.5	12.4
就任年龄/initialage	302	57.597	5.859	42	73
任职时实际 GDP 加权增长率/pwgdp	302	10.070	2.973	0.25	21.9

我们已经说过,在表 1 里,我们把总共 11 个变量的样本分割成了两个分样本,分别按照每年和每个官员这两个维度来分割。前 8 个变量是按照逐年的方式来获得观察值的。逐年观察值把书记、省长在某省的工作时间进行年度展开,即:假如某官员在该省工作 N 年,就有 N 个观察值。对于每个省,每年都有书记和省长的各自观察值(书记兼任省长情况除外,我们另做计算)。再比如,“交流干部”(虚拟变量)的 1 413 个观察值是这样获得的:在每一年,上任的官员如果属于异地交流的,那么在他的任期内,“交流干部”变量的值就取 1。如果上任的属于非异地交流的官员,那么“交流干部”变量的值就取 0,然后各自逐年累加,就获得了该变量的全部观察值。“本省籍贯”(虚拟变量)的观察值的获得方法也是如此。

表 1 中的最后三个变量是按照每个官员的方式获得观察值的(共 302 个)。比如,302 个官员就有 302 个“任职时间”(tenureyear)的观察值。“任职时间”是指该官员在同一省同一级职位上从上任至离任的年数。但是如果我们把 302 个官员展开到 1978—2004 年期间的逐年数据中,那么每个官员就有好几个年份的观察值。如果逐年来分割样本的话,那么对每个官员而言,“在任年数”(tenure)就

表示该官员从上任至观察值当年在同一省同一级职位上的工作年数。举例来说，逐年分割样本的话，那么，假如一官员在1991年初开始任职，那么在1991年底，他的“在任年数”为1年，1992年底为2年，假如他工作到1995年底离职，那么在1995年底，他的“在任年数”就计算为5年。而当我们按照每个官员来分割样本时，该官员的“任职时间”就是5年（1991年到1995年）。

我们以年度和官员两个维度分割样本的原因是，我们希望从两个视角来观察和考察官员在任年数的长短对当地经济增长的影响。首先对于逐年获得的样本来说，我们可以把“在任年数”的样本切割成在任年数小于5年和大于5年两个子样本，进一步考察官员任期的长短是否对经济增长有不同的影响。例如，一官员的任职时间超过了5年，这时该官员的逐年观察值（在任年数1年、2年直到6年、7年）就被分割成了两段，在任年数1年到5年的逐年观察值被分配至“在任年数小于5年”的样本中，而在任年数大于5年的逐年观察值则被分配至“在任年数大于5年”的子样本中。

第二个角度是按照每个官员来分割样本。这样我们可以获得“任职时间”大于5年和小于5年的两类官员的样本。假如该官员的任职时间小于5年，附属于他的观察值被分配至“任职时间小于5年”的子样本中；同理，假如一官员的任职时间大于5年，那么附属于他的观察值都被分配至“任职时间大于5年”的子样本中。

以上两个角度都是把每个分样本分割成为了两个子样本。以年度来分割样本时，“在任年数”变量获得的观察值就只考虑了任期的长短，不考虑具体的官员。其优点是比较直观。而按照每个官员来分割分样本时，那么，按照官员的“任职时间”变量形成的就只是关于每个官员的任职时间长短的样本。其优点是样本的观察值具有连续性，因为针对每个官员的观察值都被归类于同一个分样本中了。当然，我们这样分割样本的另外一个考虑是为了增加计量结果的稳健性。[①]

① 我们注意到，在Li和Zhou(2005)对中国地方官员的晋升激励的经验研究里，他们只是按照年度来形成1978—1995年间的省部级官员的样本观察值（864个观察值）。

我们逐年计算获得的“在任年数”的样本是官员在同一省份、同一级别职位的任职时间,这意味着在该样本数据中,在同一省份先任省(市)长后任书记的官员,我们合并计算了他的任职时间。举例如下:黄菊曾先后任上海市长和市委书记。在我们计算形成样本观察值时,我们把他的市长和市委书记的任职时间合并起来了。即1991年任市长,1994年升任书记至2002年,在任年数从1991年开始计算,在1994年他转任书记时,我们并没有从头开始计算他的任职年数,而是继续按1991年开始算,那么1994年就算在任年数第4年了,而任职时间也是从1991年计算到2002年。[①]我们这么做的考虑是,对于担任省(市)长几年后再升任省(市)委书记的官员,其施政理念和政策导向相对于不同的人来说应该具有较大的延续性。当然,在中国,书记的政治权力通常要比省(市)长大,但对当地经济的影响则并不确定,可能会存在不同的影响。我们在本文对稳健性的讨论中考虑了这种复杂的情况,但并不改变我们的结果。

总之,我们的数据包括了两类分样本的观察值:逐年观察值和逐个官员观察值。逐年观察值数据的优点是样本大,回归结果较稳健,并且可以控制期初的禀赋效应。因此我们在回归中首选该样本数据,之后我们再使用每个官员的观察值数据进行回归,并且可以参照逐年数据的结果进行稳健性的检验。

四、模型设定与回归结果

Besley和Case(2003)对“政体与政策选择”研究领域内的相关文献做了一篇漂亮的综述,同时归纳了一系列的实证研究的方法和技术。本文的经验研究与他们提出的“政体与政策选择”的实证框架相匹配,因此采用他们的框架并运用经济增长文献中常用的动态估计方

---

① 如果异地交流的官员先任省长后转任书记,那么我们在计算“交流干部”的观察值时,比较合理的做法是从他(她)担任省长时开始计算。

法，即在回归变量中加入被解释变量的期初对数值，这样能控制各地经济发展背后存在着的初始禀赋效应，相同的处理方式还可以在 Levine 等(2000)与 Besley 等(2005)中找到。我们使用的计量方程是：

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha_0 y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \eta_s + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

或者

$$g_{i,t} = \alpha_0 y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \eta_s + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

y 是实际 GDP 的对数值，两期对数值相减，(1)式的左边就代表 GDP 的增长率，于是就有了(2)式。X 代表除 y 的期初值以外的解释变量，η 是省别固定效应，ω 是年度效应，ε 是误差项，下标 i 和 t 各自代表观察数据元和时间，s 代表官员所任职的省份。我们将分别对数据做时期分段、在任年数和地区差异的横截面回归。基于我们先前的讨论，我们首先使用逐年观察值数据的样本来做回归检验。

（一）时期分段

为了更清晰地考察官员的任期长短和异地交流制度对地方经济增长可能产生的影响，我们把全部样本数据在时间上分为 1990 年之前和之后两段分别进行回归。以 1990 年为分界点的基本依据是，1990 年中央颁布了《中共中央关于实行党和国家机关领导干部交流制度的决定》，它将高级官员的异地交流制度化了。由于异地交流制度的实施，官员的任期长短也会发生相应的一些变化。

我们为(2)式中的 X 选取了以下的核心解释变量：在任年数(tenure)，它表示官员从上任至观察值当年底的年数并随着在任时间的增加而上升；在任年数的平方(tenuresq)；交流干部(rotation)。在现有的文献里，Levitt(1996)、Jones 和 Benjamin(2005)都发现并指出，官员的个人特性对于解释经济增长有显著的意义，所以我们利用样本中所获得的中国官员的个人信息，在方程中也加入了其他一些刻画官员个性的变量和虚拟变量：本省籍贯(birthplace)，如官员籍贯在任职省份就取 1，否则取 0；中央背景(central background)，如该官员曾经在中央党政机关和国家部委工作过则取值为 1，否则为 0，官员的中央工作背景可能为地方省份争取到更多的资源和政

策;教育程度(education),学历为大专或以上者取值为1,否则为0。$y_{i,t-1}$为人均实际GDP期初对数值(lrpgdppc),我们用它来测量各地经济发展水平的差异。由于《中国统计年鉴》中只有各省人均GDP的当年统计值,因此我们用中国的GDP平减指数来消除人均GDP中的价格趋势从而得到人均实际GDP值。

关于"在任年数"的数据构造,我们需要再做说明。样本中大部分官员是在某年的期中就任的,所以我们对该变量取了小数。对于在年中就任的官员,如果是上半年就任的,我们就从该年计算在任年数。如果下半年就任,我们从次年开始计算。同理,如果上半年离职,我们计算的在任年数到上年期末终止,对于下半年离职的,我们计算的在任年数到本年期末终止。

关于"交流干部"的变量,我们是这样定义的:如果省(市)委书记、省(市)长属于中央或者外省调入的,则赋值为1,若从本省直接升任,则为0。我们在处理数据时,谨慎对待了以下两种复杂的情况:第一,观察值中有些书记和省长是调入该省之后先任副省长或副书记,经过短为几个月、长为几年的过渡期之后才升任正职。我们处理时把过渡期在一届任期内(即5年以下)的定义为属于交流干部,赋值为1,否则为0。第二,某官员原来长期在该省(市)工作,后来到其他省份任职后又调回原省(市)份,这里我们也做如下设定:在外地交流五年以上而返回本省(市)的界定为属于交流干部,赋值为1,否则为0。的确,官员离开本省(市)时间较长的,同时也获得了其他地方的工作经验,因此,他们调回本省(市)任职应该作为交流干部处理较为合理。

η是省别固定效应。我们在回归中控制了各省的固定效应。大量利用中国省级面板数据从事中国经济研究的文献基本上都只是控制地区固定效应[①],但我们这里加入了省别虚拟变量来控制更细微的固定效应(有类似做法的文献包括Pande, 2003; Besley, et al.,

① 这是因为许多实证数据只有几百个观察值的缘故,如果对每个省都控制固定效应,那么回归式子中的自由度将大幅度下降。如果整体观察值不多,那么自由度的大幅度下降对结果的显著性会有较大的影响。

2005)。这样的处理使得结果更稳健,缺点是虚拟变量增加太多会影响核心变量的显著性。不过,我们的逐年观察值数据超过 1 000 个,足够大,所以我们在本文中考虑加入省别固定效应虚拟变量进行估计,并以北京市为基准省份。

表 2 报告了使用逐年观察值数据的回归结果。所有的回归中我们都加入了控制年度效应和省别效应的虚拟变量。由于年度和省别虚拟变量较多,我们没有将结果报告出来。为了控制可能存在的异方差,我们在计量结果中报告了异方差稳健标准误。

表 2　逐年样本数据的 OSL 回归

	(1) 1978—2004 年	(2) 1978—1990 年	(3) 1991—2004 年
在任年数/tenure	0.393 *** 0.117	0.596 *** 0.257	0.124 0.113
在任年数平方/tenuresq	−0.039 6 *** 0.010 8	−0.060 4 ** 0.029 6	−0.012 3 0.010 0
本省籍贯/birthplace	0.158 0.256	0.050 1 0.399	0.755 ** 0.310
交流干部/rotation	−0.077 1 0.245	−0.250 0.396	0.660 ** 0.297
中央背景/central background	−0.174 0.269	0.146 0.422	0.211 0.344
教育程度/education	−0.118 0.221	0.136 0.351	0.171 0.242
人均实际 GDP 期初对数值/lrpgdppc	−3.282 *** 0.727	−10.85 *** 1.948	−8.476 *** 1.997
常数项	36.729 *** 5.210	88.670 *** 13.653	86.148 *** 17.841
观察值	1 413	652	761
R^2	0.509	0.524	0.589

注:所有回归均加入了控制年度效应的虚拟变量和控制省别固定效应的虚拟变量。系数下方的值是异方差稳健标准误,*** 表示在 1% 的水平上显著,** 表示在 5% 的水平上显著,* 表示在 10% 的水平上显著。

表2的第(1)列为1978年至2004年全部样本数据的回归结果,第(2)列和第(3)列分别为1978年至1990年、1991年至2004年的子样本的回归结果。在表2中,第1列与先前我们所期望的符号相符,“在任年数”的系数为正,且在1%的水平上显著;“在任年数平方”的系数为负,同样非常显著,说明官员任期过短会造成短视性的行为,而官员的任期过长则可能导致其目标函数的改变,影响经济增长。因此,官员的任期对经济增长的影响是非线性的(验证了图2的结果)。而且从表2的第(1)列我们还可以计算出官员任期对经济增长的影响由正面转为负面的临界值,它为4.96年,这几乎就是一届的任期。

表2的第(2)列和第(3)列分时段的回归结果没有改变“在任年数”及其平方的系数的符号和显著性,也呈现非线性关系,而且可以计算出的在任年数的临界值分别为4.93年和5.04年。另一方面,将第(3)列与第(1)、(2)列对比我们可以发现,在任年数对经济增长的影响在1991年以后减弱了。1991年以后虽然也呈现非线性关系,但没有全部样本和1991年之前的样本的回归结果那么显著了。

“本省籍贯”的系数在第(1)列和第(2)列均不显著,只在第(3)列(1991年后)的样本中显著为正。在第(1)列与第(2)列,“交流干部”的系数都接近于0且不显著,只有在第(3)列(即1991年后)的子样本中表现为显著异于0,异地交流的官员比本地官员对GDP增长率的贡献多大约0.66%,可见官员的异地交流制度正式推行后,官员异地交流制度对经济增长还是发挥了明显的作用。在表2的回归中,“中央背景”、“教育程度”等控制变量都居于零值附近,且都不显著。在所有结果中,人均实际GDP期初对数值的系数都显著为负,说明GDP的增长表现出显著的地区收敛效应。

(二)在任年数

前面我们提到,到异地任职的交流官员在短期内可能需要调整状态、了解当地的情况以及适应新的环境与人际关系,因此他们在当地任职的时间长短可能会对当地的经济增长有不同的影响。因此,在这里我们分别对在任年数(tenure)短于(长于)4年和5年的

观察值进行回归。进行这样的时间分割是因为从上面分时期的回归中我们可以看出,4 年至 5 年是官员的在任年数对经济增长的边际效应由正转负的临界值。我们取两个分割点为的是便于判断结论是否稳健并进行计量结果间的比较。从前面的图 2 可以得知,官员的在任年数短于(长于)4 年和 5 年的时候,其对经济增长的影响是线性为正的,因此,我们在回归方程中就不再加入在任年数的平方项;同理,因为长于 4 年和 5 年的在任年数对经济增长的影响是线性为负的,所以回归中也不再加入在任年数的平方项。

表 3 报告了我们的回归结果。该结果总体上与表 2 的结果具有一致性。首先,"在任年数"的系数和表 2 的结果基本是一致的。对于全时期(1978—2004 年)的样本,在任年数小于 5 年的,其系数显著为正,而在任年数大于 5 年的却显著为负。这说明,在任年数对经济增长的边际效应随在任年数的增加而呈现由正到负的影响转变,表现为倒"U"形的曲线。与表 2 一样,在任年数的系数在 1991 年之后的样本中仍不显著。这说明,1991 年之后,其他因素变得更重要了。这至少可以从"本省籍贯"和"交流干部"的系数变化中得到部分证实。"本省籍贯"和"交流干部"的系数基本上都是在 1991 年之后才变成显著的。这说明,在 1991 年之后,官员的异地交流对地方经济增长开始有了正面的影响。而与此同时,从本地区提拔年轻干部的做法(本省籍贯)也对地方经济有非常正面的影响。从经验上看,长三角地区在这个方面尤其突出。

在表 3 中我们还注意到,在 1991—2004 年,用第(3)列 $tenure \leqslant 5$ 的样本回归出的交流干部的系数小于第(4)列 $tenure > 5$ 的系数,而且显著性水平均在 10% 以内;同样,在第(5)列与第(6)列,对于 $tenure \leqslant 4$ 和 $tenure > 4$ 的样本,我们回归出来的结果与第(3)、(4)列是一致的。因此,总体来看,我们可以认为 $tenure > 4$(或 > 5)的时候,官员的异地交流对当地经济增长的正面影响要比 $tenure \leqslant 4$(或 $\leqslant 5$)时更大。这个结果意味着,官员的异地交流是有适应和调整成本的。而且,如果官员预期到被交流到新的职位只是一个短期的和过渡性的"跳板",那么他对地方经济的发展就未必有实质性的投入。

表 3　不同在任年数的回归结果

	(1) 在任年数≤5 1978—2004 年	(2) 在任年数 >5 1978—2004 年	(3) 在任年数≤5 1991—2004 年	(4) 在任年数 >5 1991—2004 年	(5) 在任年数≤4 1991—2004 年	(6) 在任年数 >4 1991—2004 年
在任年数/tenure	0.196 ***	−0.242 ***	0.071 0	−0.118	0.120	−0.106
	0.078 5	0.089 5	0.082 6	0.083 8	0.116	0.068 0
本省籍贯/birthplace	0.071 6	0.186	0.533	1.042 *	0.680 *	0.820 ***
	0.301	0.589	0.397	0.595	0.410	0.488
交流干部/rotation	−0.092 8	0.346	0.689 **	0.943 *	0.709 *	0.750 *
	0.277	0.558	0.352	0.528	0.400	0.399
中央背景/central background	−0.090 4	−0.321	−0.037 8	0.789	0.191	0.316
	0.361	0.544	0.456	0.546	0.505	0.388
教育程度/education	0.003 6	0.127	0.222	0.473	−0.383	0.488
	0.267	0.392	0.316	0.354	0.353	0.308
人均实际 GDP 期初对数值/lrpgdppc	−3.182 ***	−5.897 ***	−9.663 ***	−7.513 ***	−9.127 **	−7.036 ***
	0.838	1.765	3.071	2.015	3.453	2.124
常数项	36.226 ***	53.290 ***	91.203 ***	54.973 ***	87.038 ***	63.368 ***
	6.000	14.130	24.141	16.868	27.086	17.055
观察值	1 101	312	536	225	453	308
R^2	0.506	0.699	0.599	0.757	0.475	0.581

注：所有回归均加入了控制年度效应的虚拟变量和控制省别固定效应的虚拟变量。系数下方的值是异方差稳健标准误，*** 表示在 1% 的水平上显著，** 表示在 5% 的水平上显著，* 表示在 10% 的水平上显著。

（三）地区差异

我们接下来继续考察官员的任期和异地交流对经济发展是否存在地区之间的差异。地区的划分参照了王小鲁和樊纲(2004)的方法,把样本划分为东部、中部和西部。[①]由于中西部地区内部差异较小并且合并后增加了观察值,我们在此仅考察和比较东部地区与中西部地区可能存在的差异。表4报告了我们的回归结果。在表4中,“在任年数”的系数在东部地区比中西部地区大,而且统计上显著。这说明东部地区的官员在任期内比中西部地区的官员对经济增长所产生的正面作用更大一些。不过,与前面我们的发现一样,每个地区内的官员任期长短仍然表现出了对经济增长的显著的非线性效应,即依然存在着最佳的在任年数。

“交流干部”的系数在全时段样本中均不显著。在1991年之后的样本中,由于加入了省际虚拟变量,并且数据观察值不够多,结果,虽然东部的“交流干部”的系数仍然大于中西部,但系数都不显著。实际上,从统计上看,中西部地区接受的异地交流官员并不少。我们已经提到,在我们的样本中,东部地区接受的“交流干部”比例为44.7%,中西部地区为47.9%。一些经济落后的省份(如贵州、青海等),书记和省长大都是从其他省份调入的。但从我们的计量结果中可以看出,异地交流的官员在中西部地区发挥的作用不及东部地区,而且在回归中我们已经控制了期初的收入禀赋效应和省级固定效应,因此,这一结果也许就应该从影响交流官员发挥作用的当地体制环境来谨慎解释了。在表4中,“本省籍贯”变量的系数在1991年以后具有显著为正的系数,而且东部地区也大于中西部地区。这样的结果可能与各省内部自己提拔的官员所具有的成长条件和背景有关。最典型的例子是,江苏、浙江等长三角省份的官员很多都出自本省,与西部地区相比,这些地区的自然地理、人文和经济等条件对本地区官员的成长有较大的影响。

---

① 东部定义为北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东和海南11个省市;中部地区包括河南、山西、安徽、江西、黑龙江、吉林、湖北、湖南等8个省份;西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等11个省区市。

表 4　分地区的回归结果

	(1) 东部 1978—2004 年	(2) 中西部 1978—2004 年	(3) 东部 1991—2004 年	(4) 中西部 1991—2004 年
在任年数/tenure	0.499 **	0.309 **	0.402 *	0.175 *
	0.199	0.140	0.230	0.106
在任年数平方/tenuresq	-0.046 1 **	-0.027 8 **	-0.037 8 *	-0.013 7
	0.019 7	0.012 8	0.020 4	0.009 9
本省籍贯/birthplace	0.148	0.303	0.892	0.741 **
	0.367	0.319	0.624	0.332
交流干部/rotation	-0.362	0.248	0.653	0.408
	0.360	0.313	0.598	0.258
中央背景/central background	0.151	-0.159	0.688	-0.113
	0.360	0.368	0.688	0.227
教育程度/education	-0.040 4	0.003 6	-0.165	-0.200
	355	0.265	0.531	0.260
人均实际 GDP 期初对数值/lrpgdppc	-2.394 ***	-6.383 ***	-2.516	-10.73 ***
	0.907	1.426	2.169	1.627
常数项	15.708 ***	16.770 ***	28.370	68.702 ***
	3.649	3.228	17.004	9.666
观察值	264	497	264	497
R^2	0.529	0.452	0.616	0.567

注:所有回归均加入了控制年度效应的虚拟变量和控制省别固定效应的虚拟变量。系数下方的值是异方差稳健标准误,*** 表示在 1% 的水平上显著,** 表示在 5% 的水平上显著,* 表示在 10% 的水平上显著。

五、稳健性检验

(一) 工具变量

上一部分的 OLS 计量结果实际上假设了所有变量都是外生的。不过,基于稳健性的考虑,我们可以考虑尽可能地放松这个假设。对于“交流干部”变量,在第二部分我们已经提到,没有更多的信息

和研究文献能帮助我们弄清楚中央是如何决定哪些官员应被异地交流的。但是我们倾向于认为，经济增长的业绩虽然会显著地影响官员的晋升概率，但似乎并不决定该官员是否应该被异地交流，并且我们有理由相信中央在选拔和决定异地交流的干部时也没有以官员自身的能力高低作为最主要的标准。[①]所以我们更倾向于把该变量看成是外生的变量。

但是对于"在任年数"的变量来说就可能不同了。一个可能性是，官员的经济业绩或者说"政绩"表现会反过来正面地影响其在任年数的长短，即两者之间可能存在双向正效应。Besley 和 Persson (2006)的研究认为，任期限制会间接产生"选择效应"，理性的选民倾向于选择业绩和表现高于平均水平的官员。在中国我们似乎也没有理由排除存在这个现象的可能性。所以我们暂时还不能忽视经济增长的业绩对官员在任年数可能产生的反向为正的影响。

为了解决这个可能的内生性的问题，首先我们要找出经济业绩对官员在任年数明显没有影响的情形。除了中央对少数民族地区的官员任期有任满两届的规定（这显然是外生的）之外，我们还考虑到的情形主要包括：第一，因健康原因或者因贪污受贿等原因而终止任期导致在任年数较短的；第二，因年龄限制而在任时间较短的；第三，因为政绩突出得到职位晋升而导致在任年数较短的。[②]综合上述情况，我们可以认为如果官员的在任年数较短（例如 $tenure \leqslant 5$），任职省份的经济增长业绩应该对其在任年数没有什么明显的影响，在这种情况下我们就可以把在任年数(tenure)看成外生变量。

而对于在任年数较长的情形，前期的经济业绩表现对在任年数

---

① 当然了，正如我们在本文第二部分所讨论到的那样，这个问题应该主要是一个政治问题，因而非常复杂。假如中央选拔异地交流官员时有能力偏好的话，那将意味着被选拔的交流官员的能力要相对高于留在原省任职的官员。这样的话，在我们的计量回归中，"交流干部"变量实际上就衡量了官员的能力。按上述逻辑，从东部地区或中央部委被交流到西部的官员的能力就应该对西部经济发展有显著影响，但我们没有找到证据来支持这个推论。中央颁布的关于干部交流制度的文件中强调的仅是：推行干部交流是优化领导班子结构，提高领导干部的素质和能力，加强党风廉政建设等。在确定交流对象时没有强调要按能力筛选，而是强调工作需要、锻炼能力以及出于回避等因素。

② Li 和 Zhou(2005)对中国官员晋升机制的研究证明了政绩好的官员更容易获得晋升的机会，从而可能减少政绩表现突出的官员在我们的样本中的"在任年数"的观察值。

的影响就比较复杂了:官员可能由于任省(市)长时的经济业绩表现优秀而升任该省(市)的书记,从而延长了在任年数;官员也有可能因为经济业绩一般而未得到晋升机会,但未到退休年龄而继续留任,从而也延长了在任年数。因此,我们暂且考虑,当在任年数大于一届(tenure >5)的时候,变量外生性的假设靠不住了,就需要寻找工具变量来解决这个内生性的问题。

由于中国实行着官员65岁强制退休的制度,从而使得我们在这里可以考虑用官员在任时的年龄(age)作为在任年数(tenure)的工具变量。工具变量的第一个要求是,它要与被工具代理的变量相关,且相关性越大,估计越有效。官员的年龄不仅随着在任年数的上升而逐年增加,而且接近或超过65岁这个强制退休年龄的限制时,年龄会"外生性地"阻止在任年数的继续上升。表1显示,在我们的样本中,官员任职时的年龄均值为57.59岁。最年轻的42岁,年龄最大的为73岁。较年轻的官员离65岁的退休年龄限制较远,在任时间长于年长官员的可能性大。官员如果从55岁开始任职直到64岁,那么他的年龄(age)和在任年数(tenure)的样本集就是(56, 1)、(57, 2)、…、(64, 9)。而较接近65岁的官员,较易受强制退休年龄的限制,如60岁开始上任至64岁退下,那么他的样本集就为(61, 1)、(62, 2)、…、(64, 4)。

图3在坐标分别为年龄(age)和在任年数(tenure)的象限里描绘出了每个官员的(年龄,在任年数)的样本集的分布。由于每个官员的样本集都是一条斜线,到达65岁左右终止,那么所有这些斜线堆放在一起就形成了一个三角形。但是如果官员比较年轻而不太受强制退休制度的约束,那么官员的(年龄,在任年数)样本集的最终分布则呈现菱形。图4是我们使用样本中在任时年龄小于55岁的所有官员(可以看成几乎不受强制退休制度的约束)的(年龄,在任年数)样本集做出的散点图。我们用tenure对age做回归,发现age的系数在1%的水平上非常显著。图3和图4的拟合线的斜率分别是0.097和0.438。图3的斜率小于图4的斜率的原因是,由于强制退休制度,age越接近65,越抑制tenure的上升。在tenure >5

时，由于此时官员的年龄更接近 65 岁，强制退休制度的约束便起作用了，这是 age 对 tenure 的外生性影响的源泉。

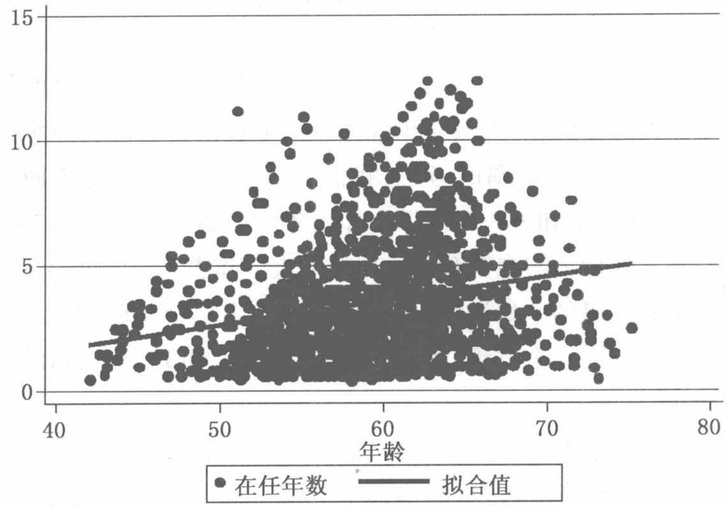


图 3　官员的在任年数与年龄（存在 65 岁年龄限制）

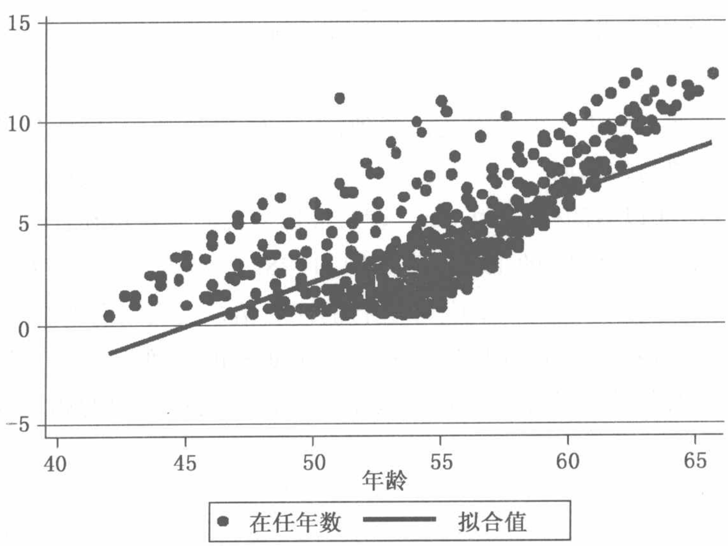


图 4　官员的在任年数与年龄（不存在 65 岁年龄限制）

工具变量的第二个要求是,age 不能直接影响经济的业绩,而且还要与误差项不相关。为了检验官员的年龄是否直接影响经济增长的业绩,我们尝试在表 2 和表 3 的回归方程中加入了年龄(age)变量,结果回归出的 age 的系数始终不显著。这是因为在我们控制了在任年数(tenure)之后,age 实际上是通过在任年数对 GDP 增长率产生正面影响的,这当然对于保障 age 不直接影响经济业绩的要求是重要的。[①]出于篇幅的考虑,我们在这里没有报告这个回归结果,也没有在表 2 和表 3 的报告中加入年龄(age)变量的回归系数,主要是为了在后面与表 5 和表 6 比较。表 5 和表 6 中的变量 age 是用来做工具变量的。如果我们在表 2 和表 3 加入了 age,那么与表 5 和表 6 就不是同一个方程,这样就无法对 OLS 和 IV 的回归结果进行比较了。

那么 age 是否与方程中的误差项(如官员的能力等难以观察的变量)相关呢?很显然,年龄与能力并不完全是等价的和对应的。与 Jones 和 Olken(2005)一样,我们也不认为官员就任时的年龄与官员能力等误差项中不可观测的变量之间存在相关性。[②]这样的话,age 与被工具代理的变量相关,但与误差项不相关,符合作为工具变量的基本条件。

在表 2 和表 3 中我们还注意到,由于对 1978 年至 2004 年的全部样本进行回归时,一些核心解释变量均不显著,因此我们这里只对 1991 年以后的样本做回归。表 5 报告了我们用官员在任时的年龄作为“在任年数”的工具变量的回归(2SLS)结果。第(1)列为使用“在任年数”大于 5 年的样本进行的回归结果。我们发现,在任年数的系数由之前 OLS 回归时(表 3)为负变为正了,但不显著。原因可能是我们选择的工具变量与被工具替代的变量之间的相关性存

---

① Acemoglu 等(2001)在做稳健性检验时,把可能影响被解释变量的相应变量加入方程中,然后检验核心解释变量的系数是否会发生显著变化。如果没有发生显著变化,那么就认为这些后加入的变量对被解释变量没有直接的影响。与此类似,我们在回归中也发现,与之前不放入 age 的回归结果相比,核心变量的系数和显著性几乎没有变化。因此我们认为 age 对 GDP 的增长率没有显著影响。

② 我们注意到,Jones 和 Olken(2005)在一篇考察国家领导人更替与经济增长关系的实证文章中,在没有控制能力的情形下也把领导人的年龄看作与误差项不相关的外生变量。

在一些问题，也可能与样本大小有关。我们发现，虽然 age 对 tenure 回归的显著水平是在 1% 以内，但一阶 F 统计量(3.40)并不大，可能明显影响了回归方程中各变量的标准误(使之变大)从而使得变量的系数不显著(Wooldridge，2002)。另外，因为业绩一般的官员更可能留任继而又会影响到后期的经济增长，因此，前面表 3 的 OLS 的回归结果可能存在向下的偏误。①使用工具变量之后，我们发现"在任年数"的系数比之前 OLS 回归时更大了，这说明官员在任年数较长的时候，其对经济增长的实际负面影响没有 OLS 结果中显示的那么大。

表 5　工具变量法(IV)的回归结果

	(1) IV 在任年数 >5 1991—2004 年	(2) IV 在任年数 >4 1991—2004 年	(3) IV 1991—2004 年
在任年数/tenure	0.070 2 0.283	0.033 0 0.173	0.506 0.379
在任年数平方/tenuresq			−0.051 7 0.035 2
本省籍贯/birthplace	1.074 * 0.612	0.805 * 0.493	0.755 ** 0.317
交流干部/rotation	1.223 * 0.686	0.936 ** 0.447	0.532 * 0.292
中央背景/central background	0.793 0.556	0.330 0.388	0.241 0.339
教育程度/education	0.614 0.415	0.588 * 0.333	−0.216 0.243

① 一般而言，官员的前期经济业绩对后期经济业绩的影响系数(β_2)应当为正。在西方民主国家，选民总是希望选择业绩好和能力强的官员连任，见 Banks 和 Sundaram(1998)的讨论。但在中国，由于许多前期业绩好的官员更可能在任职期间被晋升到别的职位从而提前终止任期，而前期业绩一般的官员更可能留任。在我们的 302 个官员的样本中，有 134 人次的官员获得晋升，其中包括 62 人次属于省(市)长晋升为该省(市)书记。换句话说，在中国至少有一半的前期业绩好的官员获得了晋升机会从而终止了当前的任期。因此，在中国，前期经济业绩与在任年数(tenure)之间的相关性符号可正可负。而我们的计量结果显示了在中国两者的相关性似乎为负，即 $\delta < 0$。根据计量经济学原理 $E(\tilde{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2\delta$，由于 $\beta_2\delta < 0$，那么 $E(\tilde{\beta}_1) < \beta_1$，系数估计量的期望值小于系数总体值，即存在向下偏误。

(续表)

	(1) IV 在任年数>5 1991—2004年	(2) IV 在任年数>4 1991—2004年	(3) IV 1991—2004年
人均实际GDP期初对数值/lrpgdppc	-5.284*** 1.918	-7.087*** 2.153	-8.333*** 2.019
常数项	52.779*** 17.471	62.550*** 17.219	86.545*** 18.189
观察值	225	308	761
一阶 F 统计值	3.40	4.67	10.89

注:所有回归均加入了控制年度效应的虚拟变量和控制省别固定效应的虚拟变量。系数下方的值是异方差稳健标准误,*** 表示在1%的水平上显著,** 表示在5%的水平上显著,* 表示在10%的水平上显著。

在表5中,"交流干部"变量的系数显著为正,且比表3的OLS回归中"在任年数"大于5年(tenure > 5)的系数略大,更大于OLS回归中"在任年数"不到5年(tenure ≤ 5)的系数。这说明官员的异地交流对经济增长的影响随着在任年数的增加而上升。[①]在第(2)列,我们使用了"在任年数"大于4年的子样本进行了回归,发现"在任年数"的系数为负且不显著,但它的 t 统计量变大了,"交流干部"变量的系数的显著性也上升了,处于5%的显著水平,这都与观察值增加后一阶 F 统计值上升为4.67有很大关系。我们再把第(2)列"交流干部"变量的系数与表3中的第(5)列(tenure ≤ 4)的相应系数进行比较,发现前者远大于后者。

在表5的第(3)列,我们进行了另外一种形式的工具变量回归估计。在那里,我们假设在任年数总是外生的,而不管在任年数的长短。一旦我们把在任年数的各时段都考虑进去,我们就要在方程

① 请注意,表5只报告了IV法的最终结果。在第一阶段对用工具变量对"在任年数"(tenure)回归时,除工具变量age之外,还纳入了"交流干部"和"本省籍贯"等变量。因此在计算"交流干部"对经济增长的最终影响时,我们要合并两个阶段的影响。例如,在表5的第(1)列,在回归的第一阶段,"交流干部"对"在任年数"的影响系数为 -1.167,而"在任年数"对GDP增长率的影响系数为0.0702,因此,"在任年数"对经济增长的最终影响应为(-1.167)×(0.0702)+1.223 = 1.141。同理,表5中"交流干部"对GDP增长率的最终影响经计算应为0.902。

中增加在任年数的平方项，然后我们同样也用在任时的年龄（age）作在任年数（tenure）的工具变量，也就是说我们把 age 和其他外生变量对 tenure 回归后的拟合值及其平方用来作为 tenure 及其平方的工具变量进行回归。[①]回归结果见表 5 的第（3）列。第（3）列的结果显示，"在任年数"（tenure）对经济增长的影响仍然呈现非线性关系并且其系数接近 10% 的显著水平。"交流干部"（rotation）变量的系数仍然为正且显著。因此，工具变量法强化了我们先前的结论：官员的任期对经济增长的影响呈现出先加强后减弱的倒 U 形的变化模式，而官员的异地交流制度在任职的前期发挥的作用不如后期那么大。

（二）采用官员观察值样本的结果

按逐个官员观察值样本做横截面数据回归是为了检验逐年数据样本的回归结果的稳健性。这个样本不对每个官员进行逐年观察，而是观察每个官员的整个任期以及任期内的经济业绩表现。我们用每个官员的观察值数据来考察官员任职期的长短对经济增长的影响。在这里我们计算官员在任期间加权的 GDP 增长率作为被解释变量。由于官员任职的时间大都不是完整统计年，在计算 GDP 加权增长率时候，如果精确到月份则会使得加权变得复杂化，因此我们做了如下设定：如官员在上半年就任，那么该年的 GDP 增长率计入该官员在任期间的加权增长率中，而如果官员下半年开始任职，则从下一年开始计算加权增长率。同理，如官员的任期在上半年结束，我们的加权年份只到前一年，假如下半年结束，我们就计算到当年。

为了控制地区效应，我们在回归中仍然用东部地区虚拟变量。但我们很难用时间虚拟变量来控制年度效应，这是因为我们的观察值是每个官员，而不是逐年数据，每个官员的任职期与其他干部可能很不相同。我们用官员任职期间相应的全国 GDP 加权增长率来

① 这样的处理增加了观察值的数量，age 与 tenure 的相关性更显著。另外，原来我们把 tenure < 4(5) 时的 tenure 当作外生变量，现在也看成内生变量并进行工具变量法回归，这种处理使得结果更加稳健。

控制年度效应，因为经济的周期震荡会体现在全国 GDP 的增长率中。回归中我们没有加入人均 GDP 的期初值，这是因为每个官员的任职时间并不重合，加入人均 GDP 期初值没有经济含义。根据以上的讨论，我们的计量方程设定如下：

$$g_i = \alpha g_{i,n} + \beta' X_{i,t} + \eta_s + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

g_i 为每个官员任职时期内所在省（市）份的 GDP 加权平均增长率，$g_{i,n}$是相应时期的全国 GDP 加权平均增长率，解释变量向量 X 中包含的核心解释变量与以前一样，只是“在任年数”现在改为“任职时间”，它不随时间推移而改变。回归使用了逐个官员的观察值数据。表 6 的第(1)列给出了 OLS 回归的结果。我们看到，官员的任职时间长短与经济增长之间仍然存在非常显著的非线性关系（水平值系数为正，其平方系数为负）。“本省籍贯”变量的系数不显著；“交流干部”的系数(0.406)为较大的正值，但也不甚显著。这和逐个官员的观察值才 302 个而同时我们又控制了 30 个省份的省别效应有关。

表 6　逐个官员样本的回归

	(1) 逐个官员观察值	(2) IV 任职年数 > 5
在任年数/tenure	0.493 **	0.364
	0.240	0.411
在任年数平方/tenuresq	-0.034 7 *	
	0.018 6	
本省籍贯/birthplace	0.249	0.127
	0.349	0.536
交流干部/rotation	0.406	1.259 **
	0.311	0.570
中央背景/central background	-0.254	0.063 4
	0.375	0.439
教育程度/education	0.246	-0.202
	0.290	0.382

（续表）

	（1）逐个官员观察值	（2）IV 任职年数 >5
全国 GDP 增长率加权平均/nwgdp	0.876 ***	0.515 ***
	0.0887	0.167 ***
常数项	12.235	51.968
	9.936	17.797
观察值	302	113
R^2	0.225	0.308
一阶 F 统计值	4.70	8.60

注：所有回归均加入了控制年度效应的虚拟变量和控制省别固定效应的虚拟变量。系数下方的值是异方差稳健标准误，*** 表示在 1% 的水平上显著，** 表示在 5% 的水平上显著，* 表示在 10% 的水平上显著。

在表 6 的第(2)列，我们对任职时间大于 5 年的子样本进行工具变量估计(2SLS)，发现交流干部变量的系数显著为正，且远大于第(1)列中该变量的系数，这是很难得的，这与一阶 F 统计值较大有关，为 8.60。说明了 OLS 回归存在向下偏误，这更加强了我们的结论，即官员的异地交流制度对经济增长有非常正面的影响。

（三）进一步的讨论

我们也许想进一步知道，省（市）长升任同一省（市）份的书记后，他（她）的权力更大了，是否对当地经济有更大的影响。如果有，那么我们就不能简单地把省（市）长和省（市）委书记的任期一视同仁，简单相加。在我们的研究过程中，我们设定了一个虚拟变量来处理这个可能性的存在，即把这种省内的职位变动设为 1，其余情况设为 0。全样本的 OLS 和 IV 回归法的计量结果显示，该虚拟变量的显著性水平远远大于 10%，而回归式中的其余变量的系数和显著性几乎没有变化。

另外，书记和省（市）长是否由于实际上的权力大小不同而对当地的经济有显著不同的影响呢？我们也做了一个回归检验，方程中也设定了一个虚拟变量，书记赋值为 1，省长为 0，结果仍然是该变量

的系数不大且不显著,其他变量的系数变化很小。所以,我们更加确信我们在本文对官员样本的数据处理方法是可以接受的。[①]

为了进一步检验我们的结果的稳健性,我们曾经在表3和表5中均放松了任职年数分割时点为5年的合理假设,因为我们也许不能完全排除这样一种稀有的情况,官员是在两届党代会之间上任的,那么在下一届党代会时,中央可能在他(她)任期不满5年时就因为其政绩表现而决定是否晋升、异地交流或者留任。因此,我们在研究过程中也曾设定分割时点为3年,然后继续做了工具变量回归,并且同表5一样,把样本也分为东部和中西部地区。随着样本大小的改变,变量系数有所变化。然而,变量的显著性水平并没有变化,不影响我们先前使用工具变量法的回归结果。所以,把5年以上的观察值样本扩大到3年以上进行工具变量法回归,更大程度地解决了可能存在的内生性问题,增强了回归结果的稳健性。[②]

我们上述的计量结果的确也显示出,在都是异地交流干部的属性下,本省籍的官员总体上比非本省籍官员的经济业绩高一些,特别是对于东部地区的官员而言。而在籍贯属性相同的情况下,异地交流的官员比非异地交流官员的经济业绩更高一些,对于1991年以后的东部地区而言表现得更突出。

我们也许会好奇地问一下,属于异地交流的非本省籍官员与未异地交流的本省籍官员之间,谁对该省的经济发展的贡献更大一些呢? 我们对本省籍官员和异地交流的官员进行进一步分析后发现,工具变量回归显示,东部本省籍官员和异地交流的官员对当地经济发展的影响几乎相同。有些还存在异地交流的官员比本省籍官员贡献更大的情况(如表5第(1)、(2)列和表6的结果所示),这可能真的印证了中国的那句老话“流水不腐,户枢不蠹”。

---

① 由于篇幅所限且计量结果并没有实质性变化,回归结果在本文未予列表报告,有兴趣的读者可以向作者索取。

② 对在任年数大于3年(tenure > 3)的全时期样本回归的结果显示,与表5类似,在任年数(tenure)的系数接近于0且不显著,交流干部(rotation)的系数值均下降,但显著性水平仍为5%。我们进一步把样本分割为东部和中西部地区再回归时,结果仍然是东部地区的交流干部(rotation)系数大且非常显著,中西部的系数小且不显著。

在研究中,我们还对中西部地区省级官员的逐年数据进行了更深入的分析,我们在回归中进一步加入了是否有东部工作经历这个虚拟变量。①表7的第(1)列的回归结果显示,“具有东部工作经历”(eastwork)变量的系数为负,但不显著。而在第(2)列,我们把样本缩小到1990年以后,“具有东部工作经历”的系数为负且变得非常显著了。第(3)列给出的是对在任年数5年以上的观察值所做的工具变量估计,“具有东部工作经历”的系数还为负,但不显著。第(2)列和第(3)列的结果似乎可以间接说明,1991年以后从东部交流到中西部工作的省级官员似乎“水土不服”,这的确是中央的高级官员异地交流制度需要加以研究解决的问题。

表7　中西部官员样本的回归

	(1) 1978—2004年	(2) 1991—2004年	(3) IV 1991—2004年
在任年数/tenure	0.311 ** 0.139	0.153 0.106	-0.0854 0.543
在任年数平方/tenuresq	-0.0279 ** 0.0128	-0.0110 0.0101	
本省籍贯/birthplace	0.325 0.331	0.876 *** 0.327	1.212 ** 0.681
交流干部/rotation	0.244 0.327	0.570 ** 0.254	0.583 1.060
教育程度/education	-0.0211 0.265	-0.165 0.250	0.257 0.633
具有东部工作经历/eastwork	-0.124 0.268	-0.790 *** 0.209	-0.218 0.588
人均实际 GDP 期初对数值/lrpgdppc	-6.355 *** 1.431	-10.65 *** 1.616	-13.78 *** 3.449
常数项	44.884 *** 7.746	68.131 *** 9.603	89.187 *** 22.110

① 我们的样本数据显示,有东部省份工作经历的官员占全部官员样本的25%。

（续表）

	(1) 1978—2004 年	(2) 1991—2004 年	(3) IV 1991—2004 年
观察值	921	497	154
R^2	0.443	0.577	
一阶 F 统计值			3.53

注：所有回归均加入了控制年度效应的虚拟变量和控制省别固定效应的虚拟变量。系数下方的值是异方差稳健标准误，*** 表示在 1% 的水平上显著，** 表示在 5% 的水平上显著，* 表示在 10% 的水平上显著。

六、结论

1978 年以来中国政治与政府体制的重要变化之一是中央对高级官员的治理制度推行的改革。对中国的官僚系统和治理模式产生深远影响的是 1982 年建立的官员退休制度以及 1990 年建立起来的高级官员异地任职制度。之后，限制高级官员的任期的退休制度和鼓励异地交流的制度已成为惯例。很容易理解，实行官员强制退休制度实际上等于限制了高级官员的任职时间。与此同时，实行官员异地交流制度不仅客观上也限制了官员在同一地方的任期长短，而且在大量的中国党政研究文献里，官员的异地交流一直被认为有助于克服地方官员的惰性，减少腐败，有助于改善政策和政府的效率，当然也会强化中央对官员任免的决定权威。

我们在本文利用 1978 年至 2004 年间在各省（西藏除外）任职的省（直辖市、自治区）委书记和省长（包括直辖市长、自治区主席）的详细信息以及省级经济增长的数据库，系统地考察了中央对省级高级官员的任期限制和跨省交流是否以及如何影响了地方的经济业绩。文章从经验上证实，官员的任期限制和异地交流制度总体上对经济增长有相当正面的推动作用。而且这个结论具有比较好的稳健性。

我们的研究一致性地发现，在中国，官员任期与经济增长的关系呈现出倒U形的特征。通常这个现象多数会在西方民主选举体制下出现。这说明，在中国，官员的任期时间长短也会显著影响其施政行为和策略。如果官员在某一职位任职时间过长或者面临年龄限制而即将终结任期，就会改变目标函数和决策方式，弱化激励水平。限制或缩短任期在一定程度上有助于扭转这个目标变化的问题。但另一方面，如果官员预期的任职时间仅是短暂的或者过渡性的，那么他（她）也会缩短时间眼界，改变动力组合。我们的研究发现，对中央政府来说，能将高级官员的任职时间维持在5年（或者一届）左右，似乎是最佳策略。

我们的研究还发现，官员的异地交流对经济增长也有积极的影响，但这个影响在地区之间（尤其是东西部之间）存在着明显的差异，在东部的影响大于西部。我们需要进一步来研究产生这个地区差异的原因到底是什么。近年来，东部地区的高级官员被“交流”到中西部地区任职的越来越多，他们是否能充分有效地发挥作用？什么因素影响了他们的业绩表现？这些问题都值得我们继续加以实证性地研究。我们在文章的开始曾经说过，由于客观上我们没有办法识别正常的官员异地交流和非正常的异地调动之间的区别，因此，假设东部地区被“交流”到西部的官员当中有一部分包含着非正常异地调动因素（即带有更多的策略性考虑）的话，那么，我们对官员异地交流在地区之间可能出现的不同影响就需要谨慎解读了。

参考文献

Abbink, Klaus, 2004, "Staff Rotation as an Anti-corruption Policy: an Experimental Study", *European Journal of Political Economy*, Vol. 20, 887—906.

Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *American Economic Review*, 91(5), pp. 1369—1401.

Banks, J. S., and R. K. Sundaram, 1998, "Optimal Retention in Agency Problems", *Journal of Economic Theory*, 82(2): 293—331.

Bardhan, P., 2006, "Awakening Giants, Feet of Clay: a Comparative Assessment of the Rise of China and India", paper presented at International Conference on the Dragon and the Elephant: China and India's Economic Reforms, July 1-2, Shanghai, China.

Barro, R. J., 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407—443.

Besley, T., and A. Case, 1995, "Does Electoral Accountability Affect Economic Policy Choice? Evidence from Gubernatorial Term Limits", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 3, pp. 769—798.

Besley, T., and A. Case, 2003, "Political Institutions and Policy Choices: Evidence from the United States", *Journal of Economic Literature*, 41(1):7—73.

Besley, T., and T. Persson, 2006, "Economic Approaches to Political Institutions", forthcoming in Durlauf, S. and L. Blume (eds.), *New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition, McMillan.

Besley, T., T. Persson, and D. Sturm, 2005, "Political Competition and Economic Performance: Theory and Evidence from the United States", NBER Working Paper No. 11484.

Blanchard, O., and A. Shleifer, 2001, "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia", *IMF Staff Papers* 48, 171—179.

Buchanan, J., and R. Congleton, 1994, "The Incumbency Dilemma and Rent Extraction by Legislators", *Public Choice*, 79, pp. 47—60.

Drazen, A., 2000, *Political Economy in Macroeconomics*, Princeton University Press.

Economides, G., A. Philippopoulos, and S. Price, 2003, "How Elections Affect Fiscal Policy and Growth: Revising the Mechanism", *European Journal of Political Economy*, 19, pp. 777—792.

Garcia-Vega, Maria, and Jose A. Herce, 2005, "Does Tenure in Office Affect Regional Growth? The Case of Spanish Regions", unpublished paper.

Huang, Yasheng, 2002, "Managing Chinese Bureaucrats: An Institutional Economics Perspective", *Political Studies*, Vol. 50, 61—79.

Johnson, Joseph M., and Crain, W. Mark, 2004, "Effects of Term Limits on Fiscal Performance: Evidence from Democratic Nations", *Public Choice*, 119:73—90.

Jones, Benjamin F., and Benjamin A. Olken, 2005, "Do Leaders Matter? National Leadership and Growth Since World War Ⅱ", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, 835—864.

La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, 1999, "The Quality of Government", *Journal of Law, Economics and Organization*, 15(1): 1113—1155.

Levine, R., N. Loayza and T. Beck, 2000, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics*, 46(1):31—77.

Levitt, Steven D., 1996, "How Do Senators Vote? Disentangling the Role of Voter Preferences, Party Affiliation, and Senate Ideology", *American Economic Review*, 86, 425—441.

Li, D., 1998, "Changing Incentives of the Chinese Bureaucracy", *American Economic Review*, 88(2): 393—397.

Li, Hongbin and Li-An Zhou, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 89: 1743—1762.

Naughton, B., 1994, "Chinese Institutional Innovation and Privatization from Below", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 84(2): 266—270.

Pande, Rohini, 2003, "Can Mandated Political Representation Increase Policy Influence for Disadvantaged Minorities? Theory and Evidence from India", *American Economic Review*, 93(4), pp. 1132—1151.

Qian, Y., and B. R. Weingast, 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, 11(4): 83—92.

Qian, Y., and C. Xu, 1993, "Why China's Economic Reform Differ: The M-Form Hierarchy and Entry/Expansion of the Non-State Sector", *Economics of Transition*, 1(2): 135—170.

Rogoff, K. , 1990, "Equilibrium Political Budget Cycles", *American Economic Review, 80, 21—36.*

Shleifer, A. , 1997, " Government in Transition ", *European Economic Review*, 41: 385—410.

Wooldridge, Jeffery, 2002, *Introductory Econometrics(2ed)*, South-Western College Pub.

Zhuravskaya, E. V. , 2000, "Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style", *Journal of Public Economics*, 76: 337—368.

陈绪群、赵立群:《试论实行领导干部交流制度的理论依据》,《党建研究》1996 年第 3 期。

陈云:《干部交流制度很好》,载《党的组织工作文选选编》,中共中央党校出版社 1986 年版。

德米提也夫:《公共行政改革的俄罗斯教训》,《财经》2006 年版第 161 期。

邓小平:《邓小平文选》,第 1 卷,人民出版社 2004 年版。

顾万勇:《警惕干部交流的四个误区》,《组织人事学研究》2006 年第 5 期。

李稻葵:《官僚体制的改革理论》,《比较》2002 年第 7 辑。

刘本义:《党政领导干部的交流与探索》,《组织人事学研究》1998 年第 3 期。

浦兴祖:《当代中国政治制度》,复旦大学出版社 1999 年版。

人民网:"中共中央关于实行党和国家机关领导干部交流制度的决定(1990),党政领导干部交流工作暂行规定(1999),党政领导干部交流工作规定(2006)",www. people. com. cn。

沈学明、郑建英主编:《中共第一届至第十五届中央委员》,中央文献出版社 2001 年版。

王小鲁、樊纲:《中国地区差距的变动趋势和影响因素》,《经济研究》2004 年第 1 期。

许耀桐:《中国行政体制改革的发展与启示》,载《中国国情与制度创新》,华夏出版社 2004 年版。

周黎安:"中国地方官员的治理:政治锦标赛模式研究",2007,打印稿。

中国地方官员的晋升锦标赛模式研究*

◆ 周黎安

（北京大学光华管理学院）

一、引言：中国经济增长之谜

中国经济自改革开放以来保持了近30年的高速增长，被世人誉为“增长奇迹”。中国经济的增长奇迹一方面表现为GDP增长速度高、持续时间长。从增长速度来讲，自现代以来，目前还没有任何一个大国能在30年间保持每年将近10%的增长速度，日本的高速经济增长也只持续了20年。按照中国经济目前的发展趋势，许多学者估计，中国的高速增长很可能不止30年，有可能长达40年。但另一方面，从经济理论的角度看，这个奇迹的神秘之处在于其“非常规”的性质：经济增长理论所强调的若干增长条件，如自然资源禀赋、物质和人力资本积累以及技术创新能力，中国与其他国家相比并无独

* 原文发表于《经济研究》2007年第7期。该文获得国家自然科学基金面上项目资助（项目号70573008）。

特之处,甚至处于低水平阶段,如人均资源禀赋、技术创新水平。也就是说,按照这些理论的预言,中国不应该有经济奇迹发生。

由于诺思的开创性贡献(North and Thomas, 1973; North, 1981),近年来经济学家开始关注制度尤其是经济和政治制度对经济增长的重要作用。物质和人力资本的增长以及技术进步被认为只是增长的结果,而不是增长的内在源泉,更深层次的决定因素是一国的制度安排。最近有大量的研究表明,一国的司法制度对金融市场和经济的发展有着巨大影响,而政府的结构以及受到的权力约束也同样影响经济增长(Shleifer and Vishny, 1993; Delong and Shleifer, 1993; La Porta et al ., 1998)。Acemoglu 等人最近一系列的开创性工作再次提醒人们产权保护制度对于长期经济增长的关键性意义。[①]然而,这些重要文献的大量问世愈加彰显出中国的经济增长作为一种奇迹的意义。正像 Allen 等(2005)所指出的那样,按照西方主流文献所列出的评判标准,比如 La Porta 等(1998)与 Levine(2002),中国目前的司法和其他制度,如投资者保护、公司治理、会计标准和政府质量均位于世界大多数国家的后面。但是,中国在过去二十多年里一直是世界上增长速度最快的国家之一,这又如何解释呢?

上述讨论是不是意味着产权保护、司法、金融体系还有其他的相关的制度安排就不重要了呢?制度安排显然是重要的,因为任何投资都需要在一定的激励下发生,如果经济参与人感觉到投资的收益会受到被剥夺的威胁,那投资的热情就会下降,甚至消失。Easterly (2005)指出,增长需要提供“合适的激励”,因为人们确实对激励作出反应。影响这一激励的任何因素都会影响经济增长。也就是说,中国的高速增长的背后一定有与之相对应的激励和提供这些激励的制度安排。问题的关键在于,在中国,提供这些激励的制度与西方意义上的标准范式会很不相同,为了解释中国的经济增长,我们需要寻找出这些具有中国特色的制度因素。

---

① Acemoglu 和 Robinson(2004)对这方面的理论与实证研究的发展做了系统的文献综述。

中国高速经济增长的另一方面的特征是各种增长的负面问题长期积累,程度相当惊人,比如粗放型增长问题、收入不平等问题、环境恶化问题、市场秩序紊乱与政府职能错位问题等等。这些问题的长期存在与中国高速增长背后的激励结构有何内在的联系呢?目前我们还没有一个前后内在一致的理论框架将增长的奇迹和问题同时予以解释。

本文关于中国地方官员治理的研究就是试图提供一种关于中国经济增长的政治经济学的解释,即所谓的增长的政治经济学,在这种解释中,我们强调中国解决政府官员激励问题的独特方式。我们可以看到,这 30 年间,中国地方政府在地区的经济增长中扮演了一个非常重要的角色,他们那种寻求一切可能的来源进行投资、推动地方经济的发展的热情在世界范围内也是罕见的。而事实上在很多发展中国家和转型国家,政府的表现并不令人满意。正是一些糟糕的政策和糟糕的政府,导致了这些地方的经济长期的落后。Easterly(2005)甚至认为,在影响经济增长的各种因素中,头号杀手便是政府,政府的无能、腐败和低效对经济增长产生的阻碍作用是致命性的。那为什么中国的地方政府能有这么高的激励去推动地方的经济增长?为什么在大多数的发展中国家很难激励这些政府官员去推动当地的经济发展,而中国能做到这一点?中国是如何解决政府内部的激励问题的?

到目前为止,从政府体制角度解释中国经济增长奇迹最具影响力的理论是钱颖一、Weingast 等人提出的理论,即著名的“中国特色的联邦主义”(federalism, Chinese style)假说(Montinola et al., 1995; Qian and Roland, 1998; Jin et al., 2005)。[①]该理论认为,中国地方政府的强激励有两个基本原因,第一个是行政分权,中央政府从 20 世纪 80 年代初开始就把很多经济管理的权利下放到地方,使地方政府拥有相对自主的经济决策权。第二个是以财政包干为内容的财政分权改革,中央把很多财权下放到地方,而且实施财政包

① 强调在财政包干下的政府财税激励的文献还包括沈立人、戴园晨(1990)与 Oi(1992)等。

干合同，使得地方可以与中央分享财政收入。财政收入越高，地方的留存就越多，其中预算外收入则属于100%的留存。正是这两方面的激励使得中国地方政府有那么高的热情去维护市场，推动地方经济增长。所以，“中国特色的联邦主义”假说也被表述为市场维护型联邦主义（market-preserving federalism）[①]。Jin 等（2005）提供了支持该理论的一些经验证据。

虽然行政与财政分权确实构成地方政府激励的重要来源，但它们是否构成中国地方政府内部激励的最为基本和长期的源泉，这是值得进一步推敲和讨论的。[②] 比如，“中国特色的联邦主义”假说特别强调中央和地方的行政和财政分权必须具有高度的稳定性才能发挥激励效应。由于中国不是真正意义的联邦制国家，按目前的体制，中央和地方的分权只能属于行政管理性质的向下授权，下放权力随时可以收回。事实上，自分权改革以来，中央和地方的管理权限的划分一直处于调整和变动之中。比如自20世纪90年代中期以来中国陆续将许多原来由“块管”的权力变成了“条管”，如工商、质量监督、税收、土地管理等，银行也实现了跨越行政区的大区管理模式，这种权力调整以后还会继续下去。在财政分权方面，情况也很类似。财政包干在1994年之后变成了分税制，财税利益在中央和地方间的分配发生了重大变化，中央财税收入的比重大幅度上升。而即使在分税制改革之前，财政包干的合同也经常被中央事后调整，出现”鞭打快牛“的现象（Wong et al., 1995; Ma, 1997）。虽然中央和地方的行政和经济管理权限一直处于变动和调整之中，在大多数场合这些调整直接有损于地方政府的利益，但地方政府推动经济增长的热情并没有受到显著影响，这又是为什么呢？这说明在地方政府的行为背后还有一种超越了行政与财政分权之外、更基本的激励力量存在。

“中国特色的联邦主义”假说的一个重要方面是强调其维护市

① 青木昌彦（2001）对此有详细的评述。
② 对于“中国特色的联邦主义”假说的有效性，更多的质疑和批评请参见 Cai 和 Treisman（2007）。

场(market-preserving)的功能。然而，事实上，在分权改革之后的近三十年的今天，中国市场经济的发展仍然面临许多严峻的问题与障碍，比如区域市场的分割，食品与药品安全，行政垄断，政府对产业和企业的过度管制和干预等等。[①]正如本文要重点强调的那样，目前中国治理地方官员的激励模式在深层次上与市场经济的培育和发展有着内在的矛盾，换句话说，这种激励模式与一个良好的市场经济所需的政府职能的合理设计之间存在严重冲突，使得行政与财政分权无法确保市场维护的合理激励，因此，为了更好地理解中国经济发展所面临的基本问题，我们需要一个新的理论视角。

解释中国地方政府激励还面临一个更根本性的问题：在政治体制上，中国在改革前后一直保持了行政集权的模式，那为什么同一个或类似的政治体制下存在如此不同的经济增长绩效？中国的改革开放究竟改变了什么基本条件使得地方政府的行为如此不同？

本文试图从另一个不同的角度理解中国的政府体制的治理特征与高速经济增长的关系，并对上述问题作出回答。我们认为，从20世纪80年代开始的地方官员之间围绕GDP增长而进行的“晋升锦标赛”模式是理解政府激励与增长的关键线索之一。晋升锦标赛是由上级政府直至中央政府推行和实施，行政和人事方面的集权是其实施的基本前提之一，而晋升锦标赛本身有可以将关心仕途的地方政府官员置于强力的激励之下，因此晋升锦标赛是与将行政集权与强激励兼容在一起的一种治理政府官员的模式，它的运行不依赖于政治体制的巨大变化。但另一方面，晋升锦标赛作为一种强力激励，也产生了一系列的扭曲性后果，导致中国政府职能的转型和经济增长方式的转型变得困难重重。在相当程度上，由于晋升锦标赛自身的一些缺陷，尤其是其激励官员的目标与政府职能的合理设计之间存在严重冲突，中国目前的这种地方官员的治理模式又是当前经济面临的各种重大问题的主要根源。

从政府官员的晋升激励研究中国政府内部治理的特征是区别

① 关于中国分权改革的负面影响的系统检讨，请参见王永钦等(2007)。

于“中国特色的联邦主义”理论的一种观点(Blanchard and Shleifer, 2001; Maskin et al., 2000; Whiting, 2001; Zhou, 2002)。这种观点认为，虽然财税激励无疑构成地方政府行为的一个重要动力，但作为处于行政金字塔之中的政府官员，除了关心地方的财政收入之外，自然也关心其在“官场”升迁的机遇，而这种激励在现实中可能是更为重要的。Li 和 Zhou (2005)、周黎安等(2005)运用中国改革以来的省级水平的数据系统地验证了地方官员晋升与地方经济绩效的显著关联，为地方官员晋升激励的存在提供了一定的经验证据。他们发现，省级官员的升迁概率与省区 GDP 的增长率呈显著的正相关关系，而且，中央在考核地方官员的绩效时理性地运用相对绩效评估的方法来减少绩效考核的误差，增加其可能的激励效果。周黎安(2004)从晋升激励的角度探讨处于行政晋升博弈之中的中国地方官员的“非合作”倾向，反映在跨区域经济互动上就表现为地方保护主义和重复建设问题。所有这些文献虽然从不同角度、不同程度地涉及了中国晋升锦标赛的一些特征，但都没有单独对晋升锦标赛作为一种治理模式的系统特征及其影响作出研究，而这正是本文的重点所在。

本文需要系统回答如下一系列的理论问题：1. 晋升锦标赛得以实施的前提和条件是什么？为什么中国特别适合采用这种治理模式？它的主要威胁是什么？2. 晋升锦标赛如何解决政府组织内部的激励问题，尤其是中国特定条件下政府官员的激励问题？这里我们特别需要关注的问题是，在政府官员的职责明显具有多任务(multi-task)特征的情况下，为什么采取锦标赛这种强激励的形式？我们如何解释晋升锦标赛模式之下各地区之间的政府行为的差异？3. 晋升锦标赛的潜在成本是什么？尤其是，它如何与中国粗放型经济增长方式以及一系列重大问题相关联？我们认为，在回答这一系列问题的基础上，我们可以理解晋升锦标赛作为一种激励模式成功运行的现实基础，它与中国经济增长和经济改革过程中一系列重要现象的内在关联，由此可以更准确地评价最近广为关注的地方干部晋升的 GDP 绩效观的功过是非，从而更深入地理解当前中央政府提

出科学发展观的背景和意义。

二、晋升锦标赛模式:有效实施的前提

锦标赛作为一种激励机制的特性最早由 Lazear 和 Rosen (1981) 加以揭示。它的主要特征是参赛人的竞赛结果的相对位次，而不是绝对成绩，决定最终的胜负，因而易于比较和实施。各参赛人为了赢得比赛而竞相努力，以取得比别人更好的比赛名次，这是锦标赛的激励效果。在一定条件下(比如参赛人的风险倾向是中性的)，锦标赛可以取得最优的激励效果。[①]锦标赛激励在契约理论中通常被视为相对绩效评估的一种形式，相对绩效评估的好处在于，当多个代理人从事的任务中涉及某种共同的未被观察的因素，比较代理人的相对绩效可以剔除这些共同因素的干扰，增加评估的精确度，从而提高激励契约的激励强度。

在一个组织内部，提拔锦标赛的优胜者到更高的职位并不花费委托人的额外资源，职位在事前是固定的，如果有空缺的话，无论如何都需要提拔一人填补它，因此在决出优胜者之后委托人没有改变事前承诺的激励，在这个意义上说，锦标赛对参赛人的奖励具有良好的事前承诺的性质(Malcomson, 1984)。我们后面还要讨论这一点。

本文所定义的晋升锦标赛作为一种行政治理的模式，是指上级政府对多个下级政府部门的行政长官设计的一种晋升竞赛，竞赛优胜者将获得晋升，而竞赛标准由上级政府决定，它可以是 GDP 增长率，也可以是其他可度量的指标。这里涉及的地方官员主要是各级地方政府的行政首长。[②]晋升锦标赛作为一种激励和治理手段绝非

---

① 关于锦标赛更为详细的论述，读者可参见 Lazear(1995)。

② 有意思的是，晋升锦标赛不仅在各级地方政府被“复制”，同时也在一些“准行政”单位被复制，比如国有企事业单位，这些机构的领导和行政官员面临一样的仕途，经常“双向”流动，在同一个“官场”上竞争，因而在晋升激励上是类似的，同一行业的国有企业之间(如中国移动与中国联通)和事业单位(如几个重点大学)之间竞争的晋升锦标赛性质就非常明显。

改革开放以来的发明,在改革前的毛泽东时代就常被使用,如"大跃进"时期各省市竞相就粮食产量大放"卫星",也可以看作是一种晋升锦标赛的现象。

改革开放以来晋升锦标赛的最实质性的变化是考核标准的变化,地方首长在任期内的经济绩效取代了过去一味强调的政治挂帅。这种转变的契机是党中央自十一届三中全会以来拨乱反正和全党工作重心从阶级斗争转向经济建设。经济改革和发展成为各级党委和政府的头等大事,经济绩效也就成了干部晋升的主要指标之一。在20世纪80年代初邓小平提出了改革党和国家领导制度改革的重要思想,包括强调干部队伍的年轻化、知识化和专业化,鼓励老干部的离休退休,引入任期制和年龄限制。1984年中央决定适当下放干部管理权限,确定了下管一级的干部管理体制,使得省级政府可以通过任命权对下级政府发动经济竞赛。这一系列举措均为改革开放以来新型的晋升锦标赛奠定了制度基础。

有一系列现象的存在可以说明地方官员之间在晋升锦标赛下的激烈竞争行为。地方政府官员非常热衷于GDP和相关经济指标的排名。与此相联系的是,当上级政府提出某个经济发展指标(如GDP增长率)时,下级政府就会竞相提出更高的发展指标,出现层层分解、层层加码的现象。这方面的例子比比皆是,最近的一个例证是,在全国的"十一五"规划中,年均经济增长率预期目标设定为7.5%,而在全国31个省市公布的"十一五"规划中,预计平均GDP增速却是10.1%,最高的达13%,最低为8.5%,以至于国家发改委紧急发文要求各省市为GDP增长"减速"。①

晋升锦标赛不是在任何一种政治体制下都可以发挥效力的,它至少需要以下几个技术前提。第一,上级政府的人事权力必须是集中的,它可以决定一定的晋升和提拔的标准,并根据下级政府官员的绩效决定升迁。第二,存在一种从委托人和代理人的角度看都可

---

① 《第一财经日报》2006年4月14日。

衡量的、客观的竞赛指标，如 GDP 增长率、财政收入、出口创汇量。如果委托人基于一些模糊和主观的标准决定参赛人的晋升，参赛人就会无所适从，最后胜负的决定也难以让参赛人心服口服。也就是说，竞赛指标越模糊，越主观，晋升锦标赛模式的激励效果就会越差。第三，各参赛主体即政府官员的"竞赛成绩"是相对可分离和可比较的。如果大家像是一个团队内的成员，彼此高度分工协作，个人的绩效无法单独衡量，那竞赛就失去了可以比较的基础。第四，参赛的政府官员能够在相当程度上控制和影响最终考核的绩效，这里主要涉及被考核的指标与参赛人的努力之间是否存在足够大的关联，如果关联度太弱，激励效果将会很小。最后，参与人之间不容易形成合谋。[①]可以设想，如果所有参赛人通过私下合约使所有人的绩效都保持相同（如大家都偷懒），那大家就都成了胜者，平分最高奖，或以相同的概率得到晋升，这肯定有损于委托人的利益。集体偷懒主要发生在锦标赛的优胜者与非优胜者的奖励差异不大的场合。当两者差异足够大时，单个参与人会产生偏离合谋的激励，因为在其他人遵守合谋下的低表现的情况下，一个人的努力工作将很容易脱颖而出，独得优胜奖。

要满足上述所有这些条件并不容易。举例来说，Besley 和 Case（1995）利用美国州级水平的数据研究美国州长之间是否存在一种标尺竞争（yardstick competition），在他们的模型中，选民是委托人，州长是代理人，选民也许会以邻近州的税率和其他经济指标作为基准来判断他们所在州的州长是否胜任，从而在下次竞选时决定是否支持连任。这里的行政竞争似乎也可以看作是由选民发动的对州长们的行政锦标赛，只是这里的晋升变成了连任。但是，这个模型与真正的行政锦标赛还是有一定的距离的。首先，选民们的偏好各不相同，众口难调，相对可度量的税率只是其中的一个方面，这里既不存在集中的人事权，也不存在一个统一的可客观度量的绩效标准

① 当然还有一个条件需要提及，那就是在过去必须有足够的官员因为行政竞争而晋升或离开行政岗位。据周黎安等（2005）一文的统计，在 1979—2002 年 28 个省区直辖市在位的 187 位省（市）委书记和 157 位省（市）长中有 25.9% 的官员得到晋升，41.6% 的官员离开了主要岗位。

决定州长的政治命运。[①]其次,州长的许多经济决策(如税率的设定)并非可以独立做出,州议会在其中的作用可能更大,上述的第四个条件也不满足,即使存在所谓的标尺竞争,由于州长无法直接控制或影响选民关心的税率和其他方面,最终的对州长的激励效果也是要打折扣的。

那么,中国具备哪些政治与经济条件因而特别适合采用晋升锦标赛的模式呢?第一,中国是中央集权的国家,中央或上级政府有权力决定下级政府官员的任命,即具有集中的人事权。第二,无论是省与省之间,还是在市、地区、县、乡之间都有非常相似的地方。这些地方政府所做的事情很相似,所以他们的绩效比较容易进行相互的比较。中国从计划经济时代就已显出端倪的M型经济结构使得各个省区(包括省以下的区域经济)的经济绩效具有相当程度的可比性,而前苏联的U型经济结构则难以在各区域之间进行经济绩效比较(Qian and Xu, 1993; Maskin et al ., 2000)。这使得晋升锦标赛的第三个条件得以满足。在中国目前的行政体制下,地方官员对地方经济发展的具有巨大的影响力和控制力,一些最重要的资源,如行政审批、土地征用、贷款担保、各项政策优惠等等均掌握在地方政府的手中,因而满足第四个条件。最后,跨地区的地方政府官员之间的合谋在中国目前的晋升体制下不是一个现实的威胁,地方官员之间的高度竞争才是常态。原因在于,晋升与不晋升存在巨大的利益差异,这不仅表现为行政权力和地位的巨大差异,而且在政治前景上也不可同日而语:不晋升可能意味着永远没有机会或出局,而晋升意味着未来进一步的晋升机会。

我们还需要指出,晋升锦标赛在中国实施还有其他一些特殊的便利。首先,锦标赛的激励效果是逐层放大的。中国行政体制由中央、省、市(地区)、县和乡镇五级政府构成,晋升锦标赛可以发生在中央以下的任何一级地方政府之间,而中国"块块"行政管理体制在

① 中国古代历朝皇帝治理地方官员就受制于当时的经济统计技术,难以真正使用锦标赛的方式,只能模糊地强调上缴税收和地方治安,GDP的统计只是在二战之后才成为可能。

不同层次上的同构性使得晋升锦标赛得以普遍推行。比如说,在省一级干部之间采取以GDP为基础的锦标赛竞争的话,那么省级官员就必须提供较高的GDP增长水平。为此,他们可能会在辖区内的市一级推行GDP锦标赛竞争,而市又会在县一级推行锦标赛竞争,如此一层一层地往下推进。各级地方政府官员都在不断放大的锦标赛激励下,为了出人头地而努力。这可以很好地解释为什么中央颁布一个经济增长目标,下级政府就会竞相提出更高的增长指标,而且行政级别越低的地方官员提出的指标越高。其次,在相当长的时期内,中国政府官员处于一个非常封闭的"内部劳动力市场",即一旦被上级领导罢免、开除,就很难在组织外部找到其他工作,作为官员个人也不能随意选择退出已有的职位,仕途内外存在巨大的落差,产生一种很强的"锁住"效应,造成一旦进入官场就必须努力保住职位并争取一切可能的晋升机会(Zhou, 2002)。其效果非常类似于日本企业终身雇佣制下的内部劳动力市场,一个雇员跳槽离开企业被外部市场认为是一个坏的信号,说明这个雇员能力有问题,致使雇员难以跨企业流动,而不得不在企业内部努力寻求晋升(Aoki, 1988)。近些年来,随着中国市场经济的发展,干部"下海"的情况逐渐增多,"锁住"效应才逐渐变弱。

这种逐层推行的晋升锦标赛也同时说明,从职务晋升路径来说,地方官员从最低的行政职位一步一步提拔,进入一个典型的逐级淘汰的锦标赛结构。[①]它的最大特征是,进入下一轮的选手必须是上一轮的优胜者,每一轮被淘汰出局的选手就自动失去下一轮参赛的资格。比如说从县长这一级你没有升上去,退休了,或者被罢免了,你不可能再进行下一轮市长的竞争,这就是逐级淘汰。为了进入下一轮,你必须在这一轮获胜才有资格。这样就给地方官员施加了很大的压力,形成一种非常残酷的行政竞争。[②]由于中央对每一级别的行政干部有任职的最高年龄的限制,所以从政者必须在一定年

① Rosen(1986)对这种锦标赛的特征进行了深入研究。

② 这是中国政府官员与西方民主国家官员选拔的一个重要区别。西方国家的政治家参加竞选并不需要任何事先的政府部门的级别或经历作为前提。

龄升到某个级别，否则就没有机会了。比如近年来中央对省部级干部的退休年龄规定为60岁，假设一任的时间正常为5年，这意味着一个普通从政者要逐级提升为省部级干部，在最顺利的情况下也需要20年时间，但通常来说远不止这些时间。近年来国家对干部任职的年龄要求越来越趋于年轻化，使得一轮竞争错过提拔机会就可能永远失去晋升机会，这势必影响到地方官员的晋升策略，比如可能采取"铤而走险"的冒险策略，甚至"跑官买官"。从这个意义上说，逐级淘汰制下的行政干部的任职路径和年龄限制均不能随意确定，其中的一些微小变化都会引起巨大的连锁反应，从而最终影响到政府官员的激励。

要有效推行晋升锦标赛，如何选择参赛人的规模，确定参赛组的构成，是极为关键的。当我们说中国同级区域处于以GDP增长为基础的晋升锦标赛之下，并不意味着所有的同级地区都应该属于"竞争对手"。中国幅员广阔，各地历史地理和经济发展条件差异非常之大，将一些并不属于"同一起跑线"的地区放在一起比较只会带来负面的激励效果：条件好的地区不用好好干也可以轻松胜出，而条件差的地区不管如何努力也无法赶超，其结果只能是条件好的地区不努力，条件差的地区也不努力，自暴自弃。因此，如何选择"可比地区"进行晋升竞争是采取锦标赛治理的重要内容。[①]另一方面，给定晋升职位是固定的，参与竞争的人数越多，晋升的几率越小，参加锦标赛的期望收入越低，为了保证参与人有适当的激励水平，同一组内的竞争者人数不能太多。因此，在晋升锦标赛作为主要的激励模式下，一级政府所辖的下级政府的数目必须存在一个合理的规模，过大和过小均不利于调动参与人的激励。也就是说，晋升锦标赛的优化设计必然内生地产生一个政府组织的层级结构，如一个省所辖的市（地区）的数目，一个市（地区）所辖的县的数目等等。

---

① 周黎安等(2005)发现了中央运用省级官员的前任平均绩效和同期全国平均GDP增长率或邻近地区GDP增长率作为比较基准的经验证据，但在统计上，前者的显著性明显高于后者。这一方面反映了在中国省区之间差异性太大的前提下中央政府理性选择一个合理"基准组"的努力，另一方面，我们作为研究者不知道中央如何具体选择参赛组和"可比地区"，这影响了统计估计的精确度。

晋升锦标赛有效实施的现实威胁主要来自两方面:第一,晋升锦标赛不能公平、公正和公开地推行,地方官员的晋升与经济绩效无关,而是由其他一些人为因素决定,如"跑官买官","关系"胜于"政绩",使得锦标赛变得形同虚设。这类似于足球比赛中的"黑哨",比赛的胜负取决于一些赛场之外的因素,运动员的激励完全被扭曲了。近年来黑龙江和辽宁的一些地区出现了大面积的"买官卖官"现象,导致这些地区经济长期不振,正是锦标赛规则被扭曲走形的例子。第二,地方官员失去参与竞赛的兴趣和热情,看淡晋升利益,只求保住位子。这种情况的发生,通常是利益关系人给予的经济贿赂超过了行政晋升的"诱惑"所致。从上级政府的角度来看,政府官员与地方利益相关人结成联盟,被外部的机会和利益所吸引而"主动"放弃比赛,是推行晋升锦标赛最大的一种威胁。①因此,如何满足地方官员的参与约束对于锦标赛设计来说至关重要。

三、晋升锦标赛如何解决政府内部的激励问题?

(一) 政府治理的性质

晋升锦标赛如何解决政府官员的激励问题?与市场失效相对应的政府失效的核心是政府官员的激励未能与委托人的利益协调一致,也即在晋升领域中的委托—代理问题。因此,设计一个合理的行政治理结构将有助于规范政府官员的激励,从而降低这些交易费用。治理官员的核心是如何将政治家(政府官员)的政治仕途与反映社会需求的一定的标准相联系。经济学家最近在反思"华盛顿共识",有一些经济学家提出"制度共识"、"把激励搞对"(Easterly,2005)。我们可以进一步提出"把政府官员的激励搞对",因为这是

① 前面提到,市场经济的发展促使官员下海逐渐增多,从满足官员参与晋升锦标赛的约束来看,其效果正反两方面都有,一方面市场经济的发展对于政府官员来说相当于外部机会变好,但另一方面市场经济发展之后政府权力的租金价值可能随之上升。

政府治理的核心。

政府治理的特征源于政府官员的自由裁量权和政府所从事的职责的特殊性质。当政府权力不受或较少受到约束时，政府官员拥有巨大的随意处置权，而这些权力因为其垄断的性质而容易变成“合法伤害权”。[①]虽然市场个体消费者或企业也可能拥有一定的合法伤害权（如逆向选择和道德风险），但在影响范围和程度上与政府相比不可同日而语。换句话说，政府官员既可以成事，也可坏事，这就是文献里著名的“掠夺之手”与“协助之手”的区别（Frye and Shelifer, 1997）。行政治理的核心在于治理官员，如何激励政府官员、限制随意处置权成为合法伤害的可能性，无疑是非常关键的。另一方面，政府职责具有多维度、多任务的特征且不易量化（Tirole, 1994），政府目标需要考虑诸如消费者剩余、生产者利润、社会公正、环境污染等等，加之政府的许多服务具有相当的垄断性，如何激励政府官员成为各国行政治理的难题。

在中国，政府官员手中的自由裁量权更具特殊性：一是行政权力巨大，二是所受约束有限（如“一把手”现象）。经济转型并没有彻底改变政府支配经济资源的方式和手段，虽然计划手段基本被取消了，但政府对重要的经济资源（如资金、土地和产业政策）的支配力和影响力仍然巨大。如果政府官员主要关心设立租金、收取贿赂和不作为，那么，随意处置权就用在了非生产性用途上，对地方经济发展就构成一种严重的障碍。另一方面，中国长期以来流行的属地化分级管理模式也赋予了地方政府相当的行政治理权力，地方政府所受的水平监督和制约非常有限，而主要靠上级政府对其进行监督和制约，但上级政府所拥有的信息有限，监督成本巨大。

（二）政府内部的激励问题与中国特色的治理

随意处置权、垄断和监督问题使得驱使政府提供的良好的公共服务变得困难，因此任何一种政府治理模式都需要解决信息不对

---

① 这里借用吴思(2003，第206页)在《血酬定律》中的用语。

称、监督和激励问题，区别只在于各国所面临的政治与经济的约束不同而已。

中央政府面临最大的问题之一是如何监督下级政府的行为。在一个权力集中的等级组织中，监督和制约只能产生于垂直方向，当控制指标比较模糊时，监督成本非常高。不仅如此，一个等级组织中的监督者与被监督者存在合谋的可能性，如何监督监督者？只有最高层有充分的激励监督下级，而对次高层以下的监督激励则依次递减。中国自改革开放以来推行的以经济增长为基础的晋升锦标赛，结合它在中国各级地方政府的放大机制，实际上让每一级政府都处于增长竞争格局，让每个官员的仕途升迁都与本地经济增长挂钩，调动其推动地方经济发展的积极性，这在相当程度上解决了监督激励依次递减和信息不对称的问题，大大节约了监督成本。

因此，晋升锦标赛最大收益之一是在地方政府之间引入了竞争机制，这种竞争随着各种生产要素（尤其是资本和人力资本）的流动性日益增大而加剧。地方政府间的激烈的行政竞争推动了地区间的经济竞争，彻底改变了政府部门对重要生产要素（如资本）的态度，政府部门的垄断租金大幅度被削减。中国在司法意义上的产权保护制度尚存在许多缺陷，尤其民营企业容易歧视，各种权益不被尊重；国际投资者也经常怀疑中国能否提供良好的商业和政策环境保护其合法权益。这是人们按照西方国家的标准检查中国正式制度安排可能产生的疑问。事实上，中国地方政府间围绕招商引资的各种形形色色的恶性竞争，比如“零地价”政策，使得中国这些年外资流入一直位于世界前列。国内民营资本也开始受到许多中西部地区政府官员的关注和追捧。因此，从根本上说，晋升锦标赛是企业产权得到保护、政策环境得以优化的行政基础。晋升锦标赛作为一种地方官员的治理机制提供了中国特色的产权保护和其他有助于企业发展的政府服务，它主要不是通过司法的彻底改革实现的，而是通过改变政府官员的激励实现的。在这种意义上说，晋升锦标赛是对正式的产权保护和司法制度的一种局部替代。

晋升锦标赛与中国行政体制的某些特征相结合有助于克服发展中国家经常面临的挑战,即所谓的“政治公有地悲剧”:每一个政府部门都想对企业进行“搜刮”,而不考虑到其搜刮对别的政府部门的负外在性,最终导致过度“搜刮”(Shleifer and Vishny, 1993)。在中国,地方政府的行政权力主要集中于各级党委,尤其是党委一把手,这导致了行政权力的过度集中;但另一方面,当权力过度集中到少数领导手中,他们所面临的增长激励就可以对所属各个政府部门形成强有力的约束,这比权力完全分散在各个政府部门、各自为政要容易避免政治公有地悲剧的产生。Frye 和 Shleifer(1997)认为中国政府扮演“协助之手”,而俄罗斯政府扮演“掠夺之手”的重要原因就在于中国政府的权力比后者更为集中。但权力集中本身仍然不能保证“协助之手”,以经济增长为基础的晋升锦标赛是“协助之手”的最终来源。

从政治经济学的角度看,政府官员可能受到各个利益集团的影响,使得政府出台的公共政策成为促进特殊利益集团的工具,即政府被利益集团“捕获”(Stigler, 1971)。在中国经济转型过程中,地方政府也难以摆脱各种潜在利益集团的影响,如在改革过程中,国有部门的利益诉求会阻碍地方民营化和吸引外资的进程。在西方政体下,政治家和国会议员均接受利益集团的政治献金,企业、工会等利益集团有不同政策立场,竞相向决策和立法权力施加影响,使得一些不利于收入和经济增长的情况长期存在。比如在印度,一些政客出于竞选目的而权宜地出台一些其实是严重阻碍地方经济发展的政策法令,讨好某些特定的利益集团(如乞丐帮)。[1]在中国,地方政府也会受到一些利益集团的影响,但是晋升锦标赛体制下,这些利益集团或多或少对当地经济增长是有利的。这是因为,如果地方官员的根本利益在于行政晋升,在于辖区的经济增长,那么一切利益诉求必须与经济增长的要求相兼容。必须指出的是,在地方官员与地方利益集团极可能形成各种利益联盟的情况下,晋升锦标赛

---

① 感谢姚洋教授与我分享他在印度访问的见闻以及关于民粹主义倾向的观点。

是一种限制政府官员被固定或狭隘利益集团的捕获而导致地区增长迟滞的治理手段。当然，中国的情况可能是走向了另一个极端，即许多与短期增长没有直接关系但又是民众迫切关心的问题（如环境污染、教育、公共医疗）被忽略了。

与行政和财政分权相比，晋升锦标赛的一个突出优点是奖励承诺比较可信。这种可信度来自两个方面：一是指标比较透明，各参与人都能观察到各自的业绩和委托人是否按照事前宣布的规则兑现承诺。设想上级领导完全根据主观感觉（也许他心里有一个确定的主观指标）提拔下属，下属并不知道领导究竟看重什么，也不知道是否每次都公正客观地实施了他自己的标准，可信承诺自然无从说起。二是提拔竞赛优胜者并不花费委托人的额外资源（Malcomson，1984），因为职位在事前是固定，如果有空缺的话，无论如何需要提拔一人填补它，因此在决出优胜者之后委托人没有改变事前承诺的激励。从这个意义上说，委托人做出的提拔优胜者的承诺比用巨额奖金奖励优胜者（如财政包干契约）的承诺要可信得多，因为后者取决于委托人的财政状况，而且事后容易滋生不兑现承诺的动机。八十年代推行的"财政包干"可以看作是中央为地方政府设计的一种财政收入激励合约，如果财政收入超过某个水平，可以获得超额提成。但在执行过程中，中央政府因财政困难经常改变过去的合约承诺（Ma，1997；Wong et al.，1995）。而行政分权也是可调整的和可逆转的，近年来中央与地方、省与地方的行政权限一直处在变动之中，所以分权承诺的可信度是相当有限的。

值得强调的是，晋升锦标赛还会内生地生产出一种维持这种激励制度的积极因素，从而较好地解决关于改革开放承诺的可信度问题。按照目前的晋升制度，经济竞赛的优胜者获得晋升的机会，提拔到更高一级的领导岗位，成为决定下级政府官员晋升命运的评判者。由于他们是这种激励制度的成功者，维护其正常运行自然符合他们自身的偏好和既得利益。中国特色的联邦主义理论无法令人满意地解释中央对分权和市场化改革的可信承诺。按照晋升锦标赛理论，这一点并不难以解释：随着越来越多的来自经济发展迅速

和市场化程度高的省级领导人晋升到中央决策部门，在当前党的集体决策体制下，他们的偏好和利益决定了中国改革开放的基本政策的稳定性和承诺的可信度。

晋升锦标赛是一种强激励（high-powered incentives）的形式，政府官员的晋升高度依赖于一些可测度的经济指标。但政府的职责如前所述是多维度和多任务的，有些容易测度，有些不容易测度，晋升锦标赛等于将那些不容易测度的指标排除在考核范围里。根据 Holmstrom 和 Milgrom（1991）多任务下的委托—代理理论，如果激励的设计只是基于一些可测度的指标，很容易导致代理人的努力配置扭曲，即将精力完全集中在可测度的任务，而忽略不可测度但同样重要的任务。事实上，中国经济增长面临的许多问题正是这种配置扭曲的结果（后面将详细讨论）。所以在这种情况下，弱激励形式是一种常见的组织设计，将代理人的报酬与绩效基本脱钩，以谋求代理人对多任务低水平（因激励不足）但较为平衡的努力配置。这就产生了一个重要而有趣的问题：多任务下强激励在企业组织内也不常见，那为什么在中国的政府治理中会采用？

中国政府体制的特征是权力的一体化和等级化，地方政府主要面临上级政府的垂直监督，所受的水平方向的监督和制约非常有限，尤其是政府公共服务的直接对象——民众与企业不能直接影响地方官员的任命，虽然他们是最有信息监督和评价政府服务质量的主体。而中国长期以来的属地化分级行政管理体制又强化了地方政府的实际权力，尤其是自由处置权。给定政府目标的多维性和多任务特征，如果上级政府采用弱激励方式，让官员的晋升与当地经济增长或其他可测度的经济指标脱钩，采取一种模糊和主观的评价方式决定官员的政绩，那势必导致地方官员的自由处置权最终变成了官员偷懒、受贿或不作为的特权。这里最大的困难在于，如果人事任免权和对官员的考察权均在上级政府，上级政府获得有关下级地方官员的能力和服务质量的信息的成本将是非常高昂的，这种成本越高，地方官员手里的自由处置权（合法伤害权）的自由度也就越高。因此，在这种背景下，采用以 GDP 增长为基础的强激励的晋升

锦标赛是对地方官员手中不受监督和制约的自由处置权的一种强制引导。虽然带来努力扭曲、政绩工程等等问题,但至少换来了相当水平的经济增长,这比弱激励下政府的不作为甚至偷懒、腐败要好。除非公众对政府服务的评价意见能以某种方式进入官员绩效的考核之中,使得上级政府面临的信息约束放松,从而减少对晋升锦标赛的依赖,否则这种两害相权取其轻的取舍就不可避免。进一步说,在中国目前的政府体制下,晋升锦标赛的推行与上级政府面临的信息和监督约束,或者说地方官员面临的监督方式直接相关,主要是以垂直监督为主,还是以水平监督(如媒体和公众)为主,对政府治理模式的选择影响巨大。

(三)晋升锦标赛与地方政策实验、创新和违规

有一种观点认为,行政分权和M型经济结构有助于地方进行局部政策实验,如果实验成功,则可以向全国推广(Qian and Xu, 1993)。Cai 和 Treisman(2007)指出,这种局部实验并不是行政分权和M型经济的特权,集权模式下也会存在局部政策实验的情况;最重要的是,局部实验的设计、部署和推广正是在一个中央集权的结构下才是可能的。这两种观点都有可取之处,但有一个关键性问题没有回答:如果不是来自中央的指令,地方自主推行政策试验的激励何在?如果实验面临失败风险,政策创新需要大量投入,为什么要冒险实验和创新?中国20多年的改革历程说明:在"发展才是硬道理"的总体背景下,创新和试验总是被鼓励,如果成功,创新者会受到额外的奖励,即使失败也不太会被惩罚。事实上,长期以来,地方政府一直在一些政策领域与中央政府博弈和周旋,如在土地批租、宏观调控、开发区建设等等方面,虽然中央三令五申,地方政府的"擦边球"行为和在"灰色地带"博弈的行为却屡禁不止,对违规者的明确惩罚却非常少见,说明了中央政府对绩效观的隐性承诺。[①]所以晋升锦标赛内在地鼓励地方政府的政策创新行为,当然这也不可

① 直到最近,一些省份的高层官员因违规批地和上项目被点名批评,而这又恰逢提倡科学发展观、检讨GDP政绩观之时,因而是值得注意的发展趋向。

避免地导致了地方违规行为。①

（四）晋升锦标赛与行政和财政分权的关系

晋升锦标赛必须与一些其他改革措施相配套才能发挥作用。在一种严格的中央计划体制下不可能出现真正意义上围绕经济增长的行政竞争。地方官员必须拥有一定的经济决策权力，能够支配一定的经济资源，即拥有较大的行动空间，才能真正对地方经济发展负有行政责任。此时，激励地方官员推动经济增长与发展才有意义。但另一方面，对于地方官员来说，保住行政职位也是财政和行政激励发挥作用的前提。如果地方官员预期自己很快就要退休了，那么行政和财政分权的利益与个人的联系将减弱不少，影响后者的激励效果。因此，两者存在明显的互补关系。

虽然两者是互补的关系，但是晋升锦标赛下政府官员的晋升激励是比财政和行政分权所带来的激励更为持久和基本。政府官员作为政治参与人，最关心的是行政晋升和仕途，而非地区的财政收入。只有从晋升激励出发，我们才可以很好地解释为什么从20世纪80年代以来财政体制和中央和地方的行政分权一直在变化之中而地方官员推动区域经济增长的激励没有改变，因为晋升锦标赛的基本模式一直没有改变。给定晋升主要取决于经济增长，财政体制由财政包干制变成对中央政府有利的分税制对地方官员来说并不是不能接受，而在财政包干期间中央一再改变某些省份的分成比例也不可能影响地方官员追求更高经济增长的动力。

四、晋升锦标赛的成本

（一）政府官员的激励扭曲

1. 偏好替代。晋升锦标赛治理最大的问题是缺乏辖区居民的

① 在每一轮宏观调控的时候均有不少地区“顶风”上项目，投资热情不减。这是一种增长竞争中的博弈策略：谁都希望别的地区服从调控而减少投资，而自己可以通过增加投资使经济增长提速，以获得更高的晋升机会。

偏好显示，以 GDP 指标代替居民的偏好。在经济发展和市场转型的早期，这种偏好替代有一定的合理性：当绝大多数人的温饱问题没有解决时，经济发展和收入提高是绝大多数人的最大需求。随着人们收入大幅增加、生活条件不断改善，人们的偏好和需求趋于多样化，此时 GDP 增长，甚至绿色 GDP 增长已不能准确代表辖区内居民高度多样化的偏好结构，这些多样化偏好最后如何传导为政府的公共服务内容就成为中国地方行政治理最大的挑战之一。最重要的问题是，直接承受地方政府治理后果的居民和企业无法直接影响地方官员的仕途，具有任免权的机构在上级政府，所以目前的官员任命机制无法保证地方官员对居民和企业的多样化偏好做出足够和有效的反应。因此，未来改革方向是如何让辖区的公众的满意度以恰当进入地方官员的政绩，成为左右官员仕途升迁的重要因素。

2. 多任务下的激励扭曲。这主要表现在晋升激励下的地方官员只关注那些能够被考核的指标，而对那些不在考核范围或者不易测度的后果不予重视。GDP 竞争会导致一些地区的政府官员热衷于搞政绩工程，劳民伤财，甚至编制经济增长数字，这种情况在缺乏经济资源和机会的落后地区尤为明显。一些地区因经济基础差，按实际增长难以和较发达的邻近地区进行竞争，给上级政府创造一个良好印象，这可能导致一些急于晋升的地方官员"穷则思变"，采取"铤而走险"的竞争策略，搞一些华而不实的工程项目，并对下级政府层层加码，下达达标任务。这方面的例子特别多。比如在河南地区 20 世纪 90 年代初以来一度流行的所谓的"富民工程"，一些县乡政府官员在考察了江浙一带的发展经验之后认识到乡镇企业的重要性，于是强行让乡村两级兴办企业，最后大都以失败告终。[①]注意在中国多级同构性的行政体制下，省级政府的晋升激励会一级一级地转化为地区（市）、县和乡（甚至村）的增长激励。如果它在上层是扭曲性的激励，就会在下面多级行政治理中放大。另一方面，高速经济增长同时带来了严重的环境污染和高昂的能源消耗问题，这也

① 参见曹锦清(2000，第 265—269 页)。

是晋升锦标赛导致数量扩张冲动的后果之一。晋升锦标赛使得政府官员只关心自己任期内所在地区的短期经济增长,而容易忽略经济增长的长期影响,尤其是那些不易被列入考核范围的影响。有些官员为了在晋升竞争中获胜甚至不惜造假,操纵统计数据,致使民间有"数字出官,官出数字"之说。

除了上述扭曲之外,晋升锦标赛还使得政府官员同时在经济上和政治上竞争,经济竞争由于受到以零和博弈为特征的行政竞争的支配而出现了资源配置扭曲的现象,如中国区域发展中的政府非合作倾向,包括我国长期存在的地方保护主义和重复建设问题(周黎安,2004)。

3. 晋升博弈下的软预算约束问题。在晋升锦标赛下,地方政府的预算软约束问题有可能会恶化,而企业的软预算约束问题则会以新的形式出现。首先,为了在经济竞争获得有利地位以增进行政晋升的机会,地方官员会动用一切政策手段(包括财政和金融工具)支持企业和其他商业扩张,这种只重数量而非质量的扩张很容易形成企业经营绩效低下和政府的财政赤字和负债。因为我们无法看到中央或上级政府让地方政府陷于财政破产的境地,这种预期又进一步助长地方政府粗放型的财政支出行为。目前在县乡一级面临的严重的政府债务问题在一定程度上是这种预算软约束的反映。其次,在晋升锦标赛下,不仅国有企业,甚至一些民营企业的预算约束有可能软化。常州铁本事件是一个很好的例子。常州市政府为了实现经济赶超的目标,"强行"将一个中等规模的民营钢铁厂短时间里变成一个超大型企业,为此提供了一系列政策优惠,包括政府信贷担保。一个企业,不管其所有制性质,一旦变成地方政府实现其经济赶超的工具,就不可能在硬预算约束下经营。过去唯有国有企业存在预算软约束问题,现在民营企业也可能染上此病,原因就在于晋升锦标赛改变了地方官员对民营企业的态度。

(二)晋升锦标赛与政府职能转变

中国治理地方官员的晋升锦标赛模式在深层次上与市场经济的培育和发展有着内在的矛盾,或者说这种特定的激励政府官员的

模式与建立一个良好的市场经济所需的政府职能的合理设计之间存在严重冲突，导致政府在市场化过程中的角色冲突和转变政府职能的困难。

1. 市场化过程中的角色冲突。晋升锦标赛让地方官员对本地经济发展负责，也使得他们不惜一切手段去获得经济发展，这其中包括一些不利于培育和维护市场秩序的手段，如纵容本地企业生产假冒伪劣产品，违规为企业办理市场进入手续或信贷担保。我们经常说政府扮演裁判员与运动员的双重身份，导致市场秩序难于真正建立。事实上，更为准确的描述是，在晋升锦标赛下，地方官员一方面是地区经济增长的参赛运动员，同时又是辖区内市场竞争的裁判员，这双重身份使得地方政府急于利用裁判员的身份做运动员的事情，这是中国经济市场化过程中面临的最严重的障碍之一。

中国在20世纪90年代中期陆续改革了一些政府部门的管理模式，由“块管”变成“条管”，如工商、质量监督、税收、安全生产监督等，银行也实现跨越行政区的大区管理模式。这些改革本身就有限制和纠正地方政府干预市场的“越位”行为的考虑。但是，这些改革并没有从根本上改变地方政府对这些职能部门的影响力，原因在于，在晋升锦标赛下，地方官员仍然需要这些部门对本地经济发展做贡献，一旦这些部门的做法(如严格质量监督与市场秩序管理)与本地的局部利益相冲突，地方官员仍然可以动用许多地方资源对这些“条管”部门施加有效的压力。晋升锦标赛进一步强化了地方官员与地方利益的联盟，使得中央的一些旨在改革政府职能、完善市场秩序的努力(如建立良好的市场秩序和全国共同市场)失去效力。近年来在媒体广为曝光的煤矿安全生产问题，这里既有官媒勾结、收受贿赂的腐败问题，也有其他根源，其中之一是地方政府的政绩观。一些地方政府为了GDP的增长和税收增长，认为安全监管过于严格会干扰地方经济的发展，因而对安全监督工作直接进行干预，采取放松执法、消极对待违规生产的企业甚至偏袒保护这些企业的态度。在这样的环境下，安全生产监管的执行过程必然会偏离其真正的监管目标。

2. “建设性”财政体制向“公共财政”体制转型的困难。1998年中央提出财政体制从传统的“建设性”财政向“公共财政”转型，强调政府公共支出的重点由过去的经济建设支出(如基建投资)逐步过渡到以教育、医疗卫生与福利等公共产品的支出。然而，这一转型显得非常艰难而缓慢。据统计，从1998年到2005年，全国在教育、科学、医疗卫生等领域的财政支出比例不但没有上升反而下降。由于公共财政的执行在很大程度上依赖于地方政府的参与，导致这一转型困难的根源在于地方政府目前的激励性质和结构与这个巨大转型之间存在基本的冲突。晋升锦标赛把考核的焦点放在一个地区的经济发展，地方官员更关心的是任期内的经济指标的高低，而教育、科技和医疗卫生这些投入均是在长期内发生影响的，短期内无法“兑现”为经济增长。虽然公众对于教育、医疗和住房问题的关心超过任何其他方面，但他们无法直接决定地方官员的任免，所以这些议题很难像经济增长那样被地方官员所关注。

(三) 晋升锦标赛与中国经济增长方式的转变

中国过去20多年取得了举世瞩目的经济成就，经济总量已经挤入世界前列，被誉为“世界工厂”，外汇储备逾万亿美元。然而，在这一系列的光环之下，中国传统的增长方式日益高昂的成本引起人们的批评和置疑。中国企业普遍缺乏世界知名品牌，也没有掌握什么重要的核心技术，与此相联系，绝大多数企业的R & D投入非常低，主要优势体现在加工的成本优势，“制造大国”更多表现为“加工大国”。

更为严重的是，高速经济增长不仅直接带来了严重的环境污染和能源消耗，而且构成中国企业的主要竞争优势——加工的成本优势也在相当程度上建立在长期人为扭曲的要素价格上。比如在地方政府的招商竞争中，土地价格被人为压低，经常出现“零地价”；资金成本因利率过低或政策贷款或担保也被人为压低，与此同时，劳动力成本因劳动保障和社会福利不健全被压低，企业生产的环境成

本也因为地方政府的纵容而人为地被压低。人民币被低估加上出口退汇推动中国出口急速增长。可以看出,所有这些要素价格的扭曲均与地方官员在晋升激励下的增长冲动紧密联系在一起,甚至主要由后者所造成。由于晋升职位总是有限的,晋升锦标赛具有一种"赢家通吃"和"零和博弈"的特征,一人提升势必降低别的竞争者的晋升机会,因此,这种激烈的行政竞争就会转化为为了政治收益不计经济成本和效益的恶性经济竞争(周黎安,2004),所有这些人为的要素扭曲正是这种由晋升激励主导的恶性经济竞争的结果。在这个意义上说,晋升锦标赛是中国粗放和扭曲型经济增长的制度根源之一。

五、总结及政策含义

政府官员的治理机制是决定经济增长的重要的制度安排。本文研究了改革开放以来中国解决地方官员激励问题独特的治理方式,并将这种方式与中国近三十年的高速增长以及面临的各种问题联系起来。近年来人们对中国政府官员的 GDP 绩效观提出了许多疑问,但一直缺乏统一的分析框架,如何系统地认识这一人事控制与激励机制的作用与局限无疑是一个重要的理论与现实问题。

以经济增长为基础的晋升锦标赛结合了中国政府体制和经济结构的独特性质,在政府官员手中拥有巨大的行政权力和自由处置权的情况下,提供了一种具有中国特色的激励地方官员推动地方经济发展的治理方式。从国际比较的角度看,如果说地方政府在中国经济增长奇迹中作用巨大的话,那么这种作用的制度基础就是晋升锦标赛模式。

但是晋升锦标赛也是一把双刃剑,它的强激励本身也内生出一系列的副作用,比如行政竞争的零和博弈的特性导致区域间恶性经济竞争;在政府职能呈现多维度和多任务特征时,晋升锦标赛促使

地方官员只关心可测度的经济绩效,而忽略了许多长期的影响;晋升锦标赛使得地方官员是地区间晋升博弈的运动员,同时政府职能要求他们又必须是辖区内市场经济的裁判员,这两者存在内在的角色冲突,政府职能转换之艰难便源于此。另外,通过晋升激励支撑的对企业的扶持和产权保护肯定不如通过健全的司法保护更透明和更持久。诸如此类的问题随着中国经济的日益发展和市场经济的进一步完善而显得日趋严重,晋升锦标赛模式到了不得不面临转型的时候。

给定晋升锦标赛存在的这一系列的问题,中国地方官员的治理方式如何转型?改变考核地方官员的指标体系是目前的一种改革思路,由一种比较单一的增长指标变成更具综合性的指标体系,纳入环境质量及相关要素,如绿色 GDP 指标,以尽量减少地方官员的努力配置扭曲。这无疑是对过去传统考核方式的一种改进。但另一方面,根据我们前面的分析,这种转变也有其潜在的成本。一是我们不得不将一些不容易量化的指标加以量化,会有测量误差;二是只要有量化的考核指标和不能被量化的维度,官员努力配置的扭曲就不可避免;①最后,指标体系越复杂,因素越多,在执行过程中就越主观(比如权重的确定可能因人因时而异),标准就越模糊,激励效果将随之降低。所以这只能代表一种局部的改进。如果按照中央的科学发展观以及和谐社会的要求,一种更根本的解决之道是让政府公共服务的对象——公众对政府施政的满意度进入官员的考核过程,比如进一步发挥人大和政协在监督和问责政府官员方面的作用,引入差额选举的方式,让辖区内的公众意愿能够影响官员的仕途,并适当增加新闻媒体的监督作用。这样可以大幅度降低上级政府考察官员所需的信息成本和设计指标时的困难,从而从根本上减少对晋升锦标赛模式的依赖。

---

① 据新华网北京2007年3月3日电,由于“十一五”规划明确提出了我国经济社会发展的环境约束性指标,如到2010年,单位国内生产总值能源消耗降低20%,主要污染物排放量减少10%,自2007年始,这两项约束性指标已经逐层分解落实,直至县政府、有关行业和重点企业。以这种行政的定量方式限制经济发展的环境后果是否一定最优,我们暂且不讨论,但显然还有许多发展目标(如企业自主创新)是无法用定量方式激励或惩罚的,如发放污染许可证、允许市场交换也可能是一种思路。

参考文献

Acemoglu, Daron, and James Robinson, 2004, "Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth", NBER Working Paper.

Allen, Frank, Jun Qian, and Meijun Qian, 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics* 77:57—116.

Aoki, Masahiko, 1988, *Information, Incentives and Bargaining in the Japanese Economy*, Oxford University Press.

Besley, Timothy, and Anne Case, 1995, "Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting and Yardstick Competition", *American Economic Review* 85, 25—45.

Blanchard, Oliver, and Andrew Shleifer, 2001, "Federalism with and without Political Centralization: China vs. Russia", *IMF Staff Papers* 48, 171—179.

Cai, Hongbin, and Daniel Treisman, 2007, "Did Government Decentralization Cause China's Economic Miracle?" *World Politics*, forthcoming.

DeLong, J. Bradford, and Andrei Shleifer, 1993, "Princes and Merchants: City Growth Before the Industrial Revolution", *Journal of Law and Economics* 36, 671—702.

Easterly, William, 2005, *The Elusive Quest for Growth: Economists'Adventures and Misadventures in the Tropics*, The MIT Press.

Frye, Timothy, and Andrei Shleifer, 1997, "The Invisible Hand and the Grabbing Hand", *American Economic Review* 87, 354—358.

Holmstrom, Bengt, and Paul Milgrom, 1991, "Multi-Task Principal Agent Analyses", *Journal of Law, Economics and Organization* 7, Special Issue.

Jin, Hehui, Yingyi Qian, and Berry Weingast, 2005, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", *Journal of Public Economics* 89:1719—1742.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., A. Shleifer, and R. Vishny, 1998,

"Law and Finance", *Journal of Political Economy* 106:1113—1155.

Lazear, Edward, 1995, *Personnel Economics*, The MIT Press.

Lazear, Edward., and Sherwin Rosen, 1981, "Rank-Ordered Tournaments as Optimal Labor Contracts", *Journal of Political Economy* 89:S.841—864.

Levine, Ross, 2002, "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?" *Journal of Financial Intermediation* 11:1—30.

Li, Hongbin, and Li-An Zhou, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics* 89, 1743—1762.

Ma, Jun, 1997, *Intergovernmental Relations and Economic Management in China*, New York: St. Martin's Press.

Malcomson, James, 1984, "Work Incentives, Hierarchy, and Internal Labor Markets", *Journal of Political Economy* 92, 486—507.

Maskin, Eric., Yingyi Qian, Chenggang Xu, 2000, "Incentives, Scale Economies, and Organization Forms", *Review of Economic Studies* 67, 359—378.

Montinola, G., Yingyi Qian, Berry Weingast, 1995, "Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China", *World Politics* 48, 50—81.

North, Douglas C., 1981, *Structure and Change in Economic History*, New York: Norton Co..

North, Douglass C. and Robert Paul Thomas, 1973, *The Rise of the Western World: A New Economic History*, Cambridge University Press.

Oi, Jean., 1992, "Fiscal Reform and the Economic Foundations of Local State Corporatism in China", *World Politics* 45, 99—126.

Qian, Yingyi and Gerard Roland, 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint", *American Economic Review* 88:1143—1162.

Qian, Yingyi, and Chenggang Xu, 1993, "Why China's Economic Reforms Differ: the M-Form Hierarchy and Entry/Expansion of the Non-State Sector", *Economics of Transition* 1:135—170.

Rosen, Sherwin, 1986, "Prizes and Incentives in Elimination Tournaments", *American Economic Review* 76, 701—715.

Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1993, "Corruption", *Quarterly Journal of Economics* 108, 599—618.

Stigler, George, 1971, "The Theory of Economic Regulation", *Bell Journal of Economics* 2, 3—21.

Tirole, Jean, 1994, "The Internal Organization of Government", *Oxford Economic Papers* 46: 1—29.

Whiting, Susan, 2001, *Power and Wealth in Rural China: The Political Economy of Institutional Change*, Cambridge University Press.

Wong, C., C. Heady, and W. Woo, 1995, *Fiscal Management and Economic Reform in the People's Republic of China*, Hong Kong: Oxford University Press.

Zhou, Li-An, 2002, *Career Concerns, Incentive Contracts, and Contract Renegotiation in the Chinese Political Economy*, Ph. D. thesis, Stanford University.

曹锦清:《黄河边的中国》,上海文艺出版社 2000 年版,第 265—269 页。

青木昌彦:《比较制度分析》,上海远东出版社 2001 年版。

沈立人、戴园晨:《我国"诸侯经济"的形成及其弊端和根源》,《经济研究》1990 年第 3 期。

王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《中国的大国发展道路:论分权式改革的得失》,《经济研究》2007 年第 1 期。

吴思:《血酬定律:中国历史中的生存游戏》,中国工人出版社 2003 年版,第 206 页。

周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作:兼论我国地方保护主义和重复建设长期存在的原因》,《经济研究》2004 年第 6 期。

周黎安、李宏彬、陈烨:《相对绩效考核:关于中国地方官员晋升的一项经验研究》,《经济学报》2005 年第 1 期第 1 辑。

相对绩效考核：中国地方官员晋升机制的一项经验研究*

◆ 周黎安

(北京大学光华管理学院)

李宏彬

(香港中文大学)

陈　烨

(北京大学光华管理学院)

一、引言

如何给予政府官员以适当的激励促进经济发展一直是政府治理和公共经济学中的核心问题。激励政府官员的难点在于，如果政府官员不赋予任何形式的正式的激励合约，他们可能会利用手中的行政权力用于寻租的目的，或者就是偷懒和不努力工作；而要给政

* 原文发表于《经济学报》2005 年第 1 卷第 1 辑。

府官员设计一定的激励合约，马上就面临着政府官员的工作绩效如何测度的基本问题。这种激励设计中的两难困境也许可以解释人们关于政府官员效率低下的普遍抱怨。

在中国经济以奇迹的速度增长过程中，地方官员对当地经济发展所体现出的兴趣和热情在世界范围内可能也是不多见的。如何解释地方官员的这种强大激励？本文试图以实证的方式揭示，在过去20多年的经济改革与发展过程中，中国政府采用了非常独特的激励方式来调动地方官员推动地方经济发展的积极性。这种激励方式就是将地方官员的政治升迁与当地经济增长绩效挂钩，而且在绩效考核时采用相对绩效评估的方式，尽可能消除评估误差，加大激励效果。我们认为，正是这种强力（high-powered）的激励合同设计，为地方官员积极推动地方经济增长奠定了重要的制度基础。

中国地方官员激励方式的重要改革始于20世纪80年代初，官员升迁的考核标准由过去以政治表现为主变为以个人领导素质和经济绩效为主，并实行强制退休制。将经济绩效与官员个人的政治升迁挂钩得益于中国经济独特的组织形式，即一种类似于M型组织结构，与前苏联的U型组织结构相对照（Qian and Xu, 1993; Maskin, Qian and Xu, 2000）。M型组织结构的好处在于各分支（部）相对独立，各自的业绩相对可分离，便于相互比较，而在U型组织中，各个分支（部）按照功能的分工原则设计的，其业绩无法比较。在这个意义上，中国的地方官员类似于一个M型公司的中层经理，近年来一些市长强调“经营城市”的领导理念，是两者相似性的最好佐证。但必须强调的是，在晋升激励方面，中国地方官员与一个公司的部门经理的重要差别在于，前者处于一个全国统一的政治劳动力市场，只有一个“雇主”，如果一旦离开了这个政治市场，就很难再寻找其他政治机会。也就是说，地方官员的外部选择机会是非常有限的，这与一个公司的经理所面临的外部选择机会有天壤之别。所以一旦进入这个统一的政治劳动力市场，地方官员就面临“锁住效应”（lock-in），不得不以最大的努力寻求晋升机会。

从委托代理合约的角度研究中国官员的激励研究主要有两种

基本思路,一种是强调地方官员作为经济参与人的特征,认为财政包干、分权改革赋予了地方政府相当大的财政支配权,财政激励构成地方政府推动地方经济增长的重要来源(沈立人、戴园晨,1990;Oi, 1992; Montinola et al., 1995; Jin et al., 2000)。另一种思路则强调地方官员作为政治参与人的特征,认为中央政府利用人事权激励地方官员去促进地方经济发展,晋升激励是官员激励的主要来源(Blanchard and Shleifer, 2001; Whiting, 2001; Li and Zhou, 2004; 周黎安, 2004)。Li 和 Zhou (2004)利用 1979—1995 年省级官员升迁的数据验证了官员升迁与地方 GDP 增长率之间的显著关联。

本文是对 Li 和 Zhou (2004)所做工作的延伸。我们把数据由原来 1979 年至 1995 年扩展到了 2002 年,一方面试图验证 Li 和 Zhou (2004)的基本结论在新的数据基础上是否仍然有效,另一方面,我们在本文侧重考察:地方官员绩效考核的基准是什么,是绝对绩效还是相对绩效,以及经济绩效对政治升迁的影响力是否随着时间的推移而发生结构性变化。

二、数据描述

本文运用的数据集涵盖了中国 28 个省或直辖市 1979 年至 2002 年的主要经济信息和每年在位的 187 位省(市)委书记和 157 位省(市)长(以后简称为省级官员)个人的详细信息。个人信息包括这些省级官员的出生年、学历、就任前是否曾在中央任职、就任和离任的年月,以及他们离任时的升迁情况。这些数据从多种来源收集而成,其中包括《中国共产党人名录》(1997 年)、《中华人民共和国官职志》(1996 年)、《中国年鉴》(1995—2002 年)、人民网(www.people.com)的资料库以及《人民日报》的相关报道。省一级相关的经济指标则来自历年的中国统计年鉴。

样本中的一些地官方官员曾在样本期间担任过不同的职务:46 位省长被晋升为本省省委书记,34 位省级官员被调任到其他省。对

此，我们把他们算做不同的样本点，因为晋升或调任已经反映了他们过去的绩效，未来的考核将基于他们在新的职位上的表现。在20世纪90年代中期以前，有一些省级领导兼任省（市）委书记和省（市）长二职，在处理数据时，他们仅被算做省（市）委书记，因为这反映了他们真实的行政级别。

表1　变量描述

变　量　名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
省 GDP 年增长率	1 388	0.101	0.045	-0.084	0.256
本任省 GDP 年增长率移动平均	1 370	0.1	0.037	-0.084	0.247
前任任内平均省 GDP 年增长率	1 273	0.102	0.034	0.01	0.209
周边省平均 GDP 年增长率	1 380	0.101	0.034	-0.018	0.199
省 GDP 年增长率5年移动平均（至上年）	1 106	0.103	0.026	-0.035	0.193
晋升（=1，若晋升；=0，其他）	1 308	0.066	0.248	0	1
终止（=1，若终止；=0，其他）	1 308	0.103	0.304	0	1
在任年数	1 302	3.115	2.11	1	12
年龄	1 302	59.771	5.413	43	75
年龄65（=1，若年龄≥65；=0，其他）	1 302	0.229	0.431	0	1
学历（=1，若大专及以上；=0，其他）	1 302	0.627	0.484	0	1
中央背景（=1，若来自中央；=0，其他）	1 302	0.21	0.407	0	1

表1给出了变量的统计特征描述。由于本文的重点是考察省级官员晋升与地方经济绩效究竟有何经验上的关联，尤其是晋升的绩效基准问题，所以我们选取了一系列可能的绩效基准指标，它们包括省 GDP 年增长率、本任省 GDP 年增长率移动平均、前任任内平均

省 GDP 年增长率、周边省平均 GDP 年增长率等等。所有的 GDP 增长率均为剔除物价因素之后的真实增长率。本任省 GDP 年增长率的移动平均是指省 GDP 增长率在某省级官员任内的移动平均。表 1 的第二类指标涉及政治升迁的测度。“升迁”是指当年年末的官员职位变动情况，分“晋升”、“同级水平”和“终止”三种可能，其中“同级水平”包括留任和同级调动两种情况。“晋升”和“同级调动”比较容易定义和判别，“终止”则需要做一些说明。本文所谓的“终止”通俗地说就是指离开行政领导岗位，代表一种行政权力的实质性终止，它通常包括正式退休、到人大或政协任职以及免职三种情况。有许多省级领导在正式退休之前往往会有一个“过渡”，在人大或政协担任一定的职务，但因为这些职务并非代表一种实质性的行政权力，我们仍然视之为一种“终止”结果。在样本期内 25.9% 的省级官员得到晋升，41.6% 终止了政治生涯。有 28.4% 的“晋升”或“终止”发生于每年的 6 月之前，为此我们把它们计为上一年的升迁情况，这样，这些升迁事件就与上一年的地方经济绩效相对应。我们认为这样处理会更好地反映政治升迁实际发生的情况，比如在某年年初发生的升迁事件很难归结为由全年的经济绩效所导致。官员的“年龄”由所在年份减去出生年份计算得到，省级官员在样本期间的平均年龄接近 60 岁。在总共 344 个省级官员中，59.9% 有大专或以上学历，23.8% 曾在中央任职，平均任期为 3.92 年。

三、计量模型的设定

虽然中央政府对省级官员的考核依据和提拔机制不能为我们直接观察到，但是我们可以观察到每年各省省级领导升迁的实际发生情况，当年各省的经济表现以及这些省级官员的一些个人特征信息。我们试图从可观察的数据出发，研究地方经济绩效、官员的个人特征与官员升迁之间的经验联系。

为此，我们运用有序 Probit 模型来研究什么因素会影响省级官

员升迁。模型的假定是中央每年基于一系列的因素——用向量 x 代表，给每个省级官员计算出一个评分 y^*，然后依据 y^* 的大小，作出对该官员的人事任免决定。我们进一步假设 y^* 是 x 的线性函数，$y^* = x\beta + \varepsilon$。$\varepsilon$ 独立同分布，存在两个阈值 α_1、α_2：如果 $y^* > \alpha_2$，官员得到晋升，即 $y = 1$；如果 $\alpha_1 < y^* \leq \alpha_2$，官员职位维持原有水平（包括同级调动）($y = 0$)；如果 $y^* \leq \alpha_1$，官员的政治生涯被终止 ($y = -1$)，虽然 y^* 不可观察，但作为升迁结果的 y 是可观察的。

引用 Wooldridge(2002)中的表达方式，有序 Probit 模型可以表示为：

$$\text{Prob}(y = -1) = \Phi(\alpha_1 - x\beta)$$

$$\text{Prob}(y = 0) = \Phi(\alpha_2 - x\beta) - \Phi(\alpha_1 - x\beta)$$

$$\text{Prob}(y = 1) = 1 - \Phi(\alpha_2 - x\beta)$$

其中 Φ 为标准正态分布函数。

该模型的设定使我们能够计算自变量对升迁的概率的边际影响。设 p_{-1}、p_0、p_1 分别为终止、维持同等水平和晋升的概率，用 Wooldridge(2002)中的表达方式，自变量 x_k 的边际影响为：

$$\partial p_{-1}/\partial x_k = -\hat{\beta}_k\varphi(\hat{\alpha}_1 - x\hat{\beta})$$

$$\partial p_0/\partial x_k = \hat{\beta}_k(\varphi(\hat{\alpha}_1 - x\hat{\beta}) - \varphi(\hat{\alpha}_2 - x\hat{\beta}))$$

$$\partial p_1/\partial x_k = \hat{\beta}_k\varphi(\hat{\alpha}_2 - x\hat{\beta})$$

φ 为标准正态密度函数，$\hat{\alpha}_1$，$\hat{\alpha}_2$，$\hat{\beta}$，$\hat{\beta}_k$ 为估计系数。

考核变量 x 中的关键变量是官员任内经济绩效。本文用省 GDP 的年增长率和相关的 GDP 增长率作为经济绩效的一种度量，在第四部分，我们将分别研究当年省 GDP 增长率以及每个官员任内的省 GDP 年增长率的简单移动平均这两种可能的官员经济绩效指标对官员当年升迁情况的影响。

为了进一步探索中央政府对省级官员的评价标准，我们考虑了中央政府是否可能采取相对绩效评价，例如把省级官员任内的绩效与他们前任的绩效或者其他省的经济绩效相比较的方式。根据委

托代理理论，在代理人的努力程度不易观察、经济绩效只是代理人努力程度的不完善的指标的情况下，相对绩效评价的优点在于剔除那些影响不同代理人绩效的一些共同因素的扰动（Lazear and Rosen, 1981; Holmstrom, 1982a）。省内的一些特定因素（如广泛的海外关系、活跃的民营经济、恶劣的自然条件）可能对该省的 GDP 产生持续的影响，但如果把某省级官员的经济绩效与其前任相比较，以此决定其升迁就不会受这些特定因素的干扰。类似地，不同省份的经济绩效也可能共同受到一定年份的宏观经济形势和政策的影响，如经济过热、宏观调控，为了准确判断一个省级官员的真正的经济绩效，用他（她）的绩效与全国平均绩效相比可以消除年度因素带来的噪音。基于这些考虑，在回归分析中，我们将引入一系列变量来考察相对绩效指标在决定官员升迁中的作用。

除了经济绩效之外，官员本人、省和年度的特征同样可能影响省级官员的升迁。省级官员的个人特征，包括学历、年龄、在任年数，和是否具有在中央的工作经历被用做解释变量。"学历"变量度量了省级官员的人力资本，因此我们预期高的学历对晋升有正的影响。"年龄"的重要性在 1982 年强制退休制度引入后变得尤为明显。为了进一步控制年龄可能产生的非线性影响；我们引入了虚拟变量"年龄65"，如果省级官员当年的年龄大于或等于 65 岁，它等于 1，否则等于 0，这与 65 岁作为强制退休界线的规则相一致。"在任年数"是指省级官员已经在该职位工作的年数，理论上省级领导的职位是 5 年一个任期，连任不超过两任，但实际上中央政府有随时对这些省级官员进行人事调动的权力，长时间的在位而没有获得晋升可能是能力低的标志，从而影响官员升迁的概率。省级官员与中央的联系同样可能影响他们的升迁。如果省级官员曾经在中央工作过，他们更有机会建立与中央政府官员的非正式关系并且积累起有关中央的知识，以至最终有利于他们的晋升。因此，我们引入虚拟变量"中央背景"，如果该省级官员具有在中央政府工作的经历，它等于 1，否则等于 0。

在我们的计量设定中，省份和年度的特定效应被加以控制。需要强调的是，控制这些特定效应一方面与上面讨论的相对绩效考核

有紧密的联系。省份的固定效应和年度效应本身直接影响省的经济绩效，控制这些效应之后，如果年度或平均的省 GDP 增长绩效仍然显著地影响官员的政治升迁，那么，这就在一定程度上提供了相对绩效考核的经验证据。另一方面，控制这些特定效应还有其他一些重要的考虑。省份各自的特定特征不仅包含那些影响省份经济增长的固定因素，而且也包含反映中央考核、提拔省级官员的一些固定偏好或特征，比如经济较发达省份对中央政府影响较大，从而这些地方的最高官员或许更容易得到晋升，又比如自改革开放之初就受到中央政府政策倾斜的沿海省份的官员可能更容易得到晋升，而一些落后省份也可能成为一些政治上前景看好的重点培养对象"锻炼能力"的地方。虽然我们无法确定这些可能性的大小，但控制省份的固定效应无疑有助于控制这些可能"干扰"我们参数估计的因素。

与此同时，省级领导的人事变动情况也存在全国范围内的时间趋势特征，例如，1982 年正式引入强制退休制度后，1982 年、1983 年、1984 年、1985 年均有较多的退休（"终止"的一种）发生，并且每逢五年一次的全国党代表大会，无论晋升还是终止的发生频率都较高。所以，考虑在计量模型的设定中添加省份和年度的虚拟变量将是一种非常有用的处理，其效果类似于双向固定效应估计（difference-in-difference estimation）[①]。

综上所述，我们的计量模型的基本设定为有序 Probit 模型，控制变量包括省 GDP 年增长率、本任省 GDP 年增长率移动平均、在任年数、年龄、年龄 65、学历、中央背景以及全部省份和年度虚拟变量。

四、晋升机制的经验证据

（一）升迁与经济绩效

表 2 报告了有序 Probit 模型的参数估计结果，我们首先选用当

① 关于双向固定效应模型的具体内容，可参见 Wooldridge(2002)。

年省 GDP 的增长率作为经济绩效的指标。第(1)至第(4)栏分别报告在是否控制省份虚拟变量和年度虚拟变量情况下的估计结果。从回归结果来看，这些虚拟变量的系数具有联合的显著性，即在中国省级官员的升迁过程中，全国范围内的时间趋势和地区的特定条件是不能忽略的影响因素。同时，这些指标变量的增加几乎不降低其他变量参数估计的有效性，因此我们认为，在计量模型设定中，控制年效应和省效应是合理的。

表 2　有序 Probit 模型：估计年度经济绩效对省级领导干部升迁的影响

	因变量：升迁 (1＝晋升，0＝同级水平，−1＝终止)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
省 GDP 年增长率	0.121 (0.15)	1.854 (1.64)	0.582 (0.72)	1.862 (1.57)
在任年数			−0.071 (3.29)***	−0.057 (2.33)**
年龄			−0.052 (5.98)***	−0.068 (6.87)***
年龄 65			−0.234 (2.01)**	−0.281 (2.03)**
中央背景			0.142 (1.45)	0.106 (1.00)
学历			0.189 (2.09)**	0.191 (1.62)
阈值 1	−1.248 (13.87)***	−0.637 (1.73)*	−4.563 (8.5)***	−5.160 (7.05)***
阈值 2	1.517 (16.86)***	2.273 (5.83)***	−1.567 (3.04)***	−1.98 (2.71)***
年效应	否	是	否	是
省效应	否	是	否	是
样本量	1 300	1 300	1 286	1 286
拟对数似然比	−740	−694	−672	−629

注：括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量。1%、5%、10% 的显著水平分别用 ***、**、* 表示。

作为我们主要关注的变量，当年省GDP增长率对升迁的影响在统计上低于正常的显著水平，但是依然有我们预期中的作用方向，其中在第2和第4种设定中显著性水平接近10%。第(3)、(4)栏报告了添加其他控制变量后的回归结果。在任年数对于晋升有显著的负影响，除了作为显示低能力的信号之外，另一个可能的原因在于省级领导所面临的任期限制和极为有限的晋升机会迫使他们中的大多数在任期满后终止政治职业生涯。年龄的增长对晋升具有显著的负影响，而且"年龄65"前在5%的显著水平上为负的估计系数说明强制退休的政策执行得颇为成功。"中央背景"和"学历"两个变量同样具有预期中的影响方向，然而显著性不高。学历变量存在的一个问题在于它很缺乏变化，1990年及以后的全部省级领导几乎都有大专或以上学历。

上述的分析假定了中央政府基于每年的经济绩效作出省级官员人事变动的决定，然而中央政府完全有可能理性地把省级官员过去的经济绩效同样纳入评价之中，这是因为：一方面，采用累积绩效作为评价指标可以减少由当年的随机影响造成的评价失误；另一方面，中央政府可能起初对省级官员的能力缺乏信息，随着每年地方经济绩效的实现，中央政府可以用贝叶斯法则不断更新对省级官员能力的判断，并作出人事升迁的决定，官员在任越久，新的信息对中央政府判断的影响越小(Holmstrom, 1982b (1999))。表3报告了把官员本任省GDP年增长率移动平均作为绩效指标的有序Probit回归结果，它证实了我们的上述猜想。变量"本任省GDP年增长率移动平均"不但对升迁有5%显著水平的正影响，而且系数较当年GDP增长率大得多，2.874的参数估计值意味着：在样本均值处，"本任省GDP年增长率移动平均"对"晋升"的边际影响为0.27，对"终止"的边际影响为-0.38，即如果某官员的平均绩效从均值(0.1)增长一个标准差(0.037)，他获得晋升的概率将增加0.1，为平均晋升概率(0.066)的15.2%，而被终止的概率将降低0.013，为平均终止概率(0.103)的12.5%。由于这些显著边际影响在控制了省份和年度效应之后出现的，这说明官员升迁的绩效考核带有一定

的相对比较的性质,不只是看官员个人的绝对增长率,而不管他(她)所在的省份和时期。

表 3　有序 Probit 模型:估计平均经济绩效对省级领导干部升迁的影响

	因变量:升迁（1 = 晋升, 0 = 同级水平, -1 = 终止）			
	(1)	(2)	(3)	(4)
本任省 GDP 年增长率移动平均	0.898 (0.97)	2.839 (2.22) **	0.962 (0.99)	2.874 (2.10) **
在任年数			-0.072 (3.32) ***	-0.060 (2.42) **
年龄			-0.052 (5.95) ***	-0.067 (6.75) ***
年龄 65			-0.226 (1.94) *	-0.278 (2.01) **
中央背景			0.140 (1.42)	0.109 (1.02)
学历			0.188 (2.07) **	0.202 (1.71) *
阈值 1	-1.174 (11.74) ***	-0.7 (1.72) *	-4.519 (8.31) ***	-5.091 (6.469) ***
阈值 2	1.596 (15.96) ***	2.253 (5.54) ***	-1.519 (2.91) ***	-1.898 (2.46) **
年效应	否	是	否	是
省效应	否	是	否	是
样本量	1 300	1 300	1 286	1 286
拟对数似然比	-738	-691	-671	-627

注:括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量。1%、5%、10% 的显著水平分别用 ***、**、* 表示。

表 3 的结果有力地建立了中国地方官员晋升与 GDP 增长绩效之间显著而系统的经验关联,说明自 20 世纪 70 年代末以来中央政府长期运用人事变动的杠杆激励地方官员推动当地经济的快速增长。正是这种具有激励效应的政治晋升机制成为中国改革和发展

区别于其他发展中国家和转型国家的最大特色之一。

值得强调的是，面对上述结果，人们很可能会提出升迁与经济绩效孰为因果的疑问。人们会说，一些官员的提升是因为中央想要提拔他们，特意先把他们安置在经济发达省份，如果是这样，我们也可以观察到晋升与经济绩效之间的正向关联，但这种情况是先有晋升，后有绩效，与我们解释的晋升机制的激励效应无关。表3所呈现的晋升与经济绩效的显著关联是在控制了省份和年度固定效应的情况下得到的，控制省份固定效应在一定程度上可以减少上述疑问，尤其当某些省份一直是一些"重点培养对象"的"固定安置点"时，但疑问至此并不能完全消除。我们后面将进一步检验这种疑问的有效性。

中央政府在对省级官员的评价中更为重视平均绩效的现象，说明了中央试图降低考核失误的努力的存在性。我们因此希望更深入地了解中央政府为省级官员所设计的晋升机制的内在特征。

（二）升迁考核中的相对绩效评价基准

经济学家早已认识到，当从事类似工作的代理人面临足够大的共同风险时，委托人采取相对绩效评价而非绝对绩效评价可以使评价更为准确，或者说对委托人的信息要求更低（Lazear and Rosen，1981）。与此同时，中央政府可能为省级官员设计了某种锦标赛式的竞争环境以激励他们努力提升地方经济绩效。本部分试图研究在中国省级官员的晋升机制中，中央政府是否以及如何运用相对绩效考核机制。

被用于相对考核的基准可以是一般性省份和年度的固定效应，省份固定效应属于那些从一开始就恒定不变的特征，而年度效应属于波及全部省份的宏观效应。这两种基准的局限性在于，对于那些相对稳定、但并非恒定不变的省份特征，或那些在局部范围内发生、但并非波及所有省份的"中观"波动因素，如何在绩效考核中加以考虑呢？相对绩效考核可以引入两个进一步的比较基准：第一，中央可以把在任官员的绩效与他们前任的绩效进行比较，以剔除那些省

份的相对稳定的特征因素的影响；第二，中央可以把各省官员的绩效与同年周边省份的经济绩效相比较，以剔除那些在局部范围内发生的共同冲击。究竟哪一个基准占主导，主要取决于那一类共同冲击是更为重要的。为了研究升迁考核中是否存在这些基准，我们引入三个新变量"前任任内平均省 GDP 年增长率"，表示在位官员的直接前任的任内平均省 GDP 年增长率，"周边省平均 GDP 年增长率"，表示与某一省在地理上相邻的省份（有略微调整）的当年省 GDP 年增长率的平均值，以及"省 GDP 年增长率移动平均"，表示省 GDP 增长率的 1 到 5 阶滞后的移动平均，它也可以反映本省的长期经济增长趋势。我们把这三个变量分别添加到基本方程中去，有序 Probit 回归结果在表 4 中报告。

在表 4 第(1)、(2)、(3) 栏的方程中，经济绩效和其他自变量对升迁的影响与之前的估计几乎完全相同，但仅有变量"前任任内平均省 GDP 年增长率"具有 5% 的显著水平的负影响，说明了中央政府很可能采用把在任官员与某前任相比较的评价机制。相比之下，"省 GDP 年增长率 5 年移动平均"有类似的含义，即表示该省份的增长潜力，虽然它的系数估计值不显著异于零，但仍有我们预期的方向。

表 4 的第(4)、(5)、(6) 栏报告了把"省 GDP 年增长率移动平均"，与三个新增变量分别求差后作为自变量的回归结果，也等于在之前的三个方程中添加了一条线性约束（这样做的合理性在于存在这一约束的原假设不能被拒绝），结论与第(1)、(2)、(3)栏一致。

由于在回归中我们已经控制了年效应和省效应，回归结果显示出即使在考虑了全国范围内的时间趋势和省份固定因素之后，中央政府对各个省的省级官员仍然进行时间维度上的相对绩效评价。一种可能的评价机制是中央政府依赖于各省的历史信息，如前任省级官员的经济绩效，省多年经济绩效的移动平均等，形成对各省经济增长潜力的判断并以此作为官员的绩效评价基准。回归结果支持中央政府采用前任官员的绩效作为考核基准的重要性。相比之下，中央以周边省份为考核基准的相对绩效评价的方法只得到了弱一些的经验支持（第(5)栏的经济绩效系数在边际上显著），关于这

表 4　有序 Probit 模型，考察省级领导干部的绩效评价基准

	因变量：升迁（1 = 晋升，0 = 同级水平，-1 = 终止）					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省 GDP 年增长率移动平均	3.001 (2.10) **	2.795 (2.04) **	4.100 (2.46) **			
前任任内平均省 GDP 年增长率	-3.584 (2.36) **					
周边省平均 GDP 年增长率		0.897 (0.39)				
省 GDP 年增长率 5 年移动平均			-2.433 (0.87)			
本任省 GDP 年增长率移动平均与前任任内平均省 GDP 年增长率之差				3.309 (3.41) ***		
本任省 GDP 年增长率移动平均与周边省平均省 GDP 年增长率之差					1.909 (1.55)	
本任省 GDP 年增长率移动平均与省 GDP 年增长率 5 年移动平均之差						3.815 (2.43) **
阈值 1	-6.992 (8.42) ***	-4.994 (6.18) ***	-5.427 (6.48) ***	-6.929 (8.66) ***	-5.469 (7.3) ***	-5.615 (7.05) ***
阈值 2	-3.736 (4.64) ***	-1.802 (2.27) **	-2.211 (2.27) **	-3.662 (4.7) ***	-2.228 (3.13) ***	-2.40 (3.1) ***
样本量	1 227	1 284	1 074	1 227	1 284	1 074
拟对数似然比	-582	-627	-516	-582	-627	-516

注：括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量。1%、5%、10% 的显著水平分别用 ***、**、* 表示。在任年数、年龄、年龄 65、中央背景、学历、年效应和省效应均被控制。

个结果的一个解释是中国省与省之间经济社会条件千差万别，即便邻近省份也存在较大差异，这影响了周边省份作为考核基准的权重，同时也相应提升了前任绩效和一省多年平均绩效作为比较基准的权重。还有一个可能性是我们设计的周边省份这个绩效基准并没有准确地反映中央政府所采用的比较基准，而存在测度误差，使得估计系数噪音较大。

我们发现绩效考核中前任绩效和一省多年平均绩效作为比较基准的重大作用，这个结论说明前面提出的升迁与经济绩效孰为因果的疑问是没有经验依据的。根据表 4 的结果，仅仅将一个官员安置在经济发达省份本身并不保证他（她）的晋升，因为他（她）必须拿出比前任更好的经济绩效才行。在这个意义上说，确立绩效考核中的相对基准并对此进行承诺不仅是一种消除评价噪音的理性之举，而且也有助于减少中央在选拔地方官员时的随意性和操纵空间，从而最大限度地提供人事管理的激励效应。

（三）晋升机制的时间演变趋势

改革开放已进行了 20 多年，在确认了经济绩效对省级官员的升迁的影响之后，接下来探讨这种晋升机制是否具有某种时间趋势，也就是说，自 20 世纪 70 年代末以来随着时间的推移和经济社会条件的变化，经济绩效对省级官员晋升的正影响作用是在增强还是在减弱。

如何划分时期是一个比较棘手的问题。一个自然的选择是以历届党代会为划分界线。为此，我们引入了时间虚拟变量“1979—1982 年”，“1983—1987 年”、“1988—1992 年”、“1993—1997 年”和“1998—2002 年”，分别在 1979 年至 1982 年、1983 年至 1987 年、1988 年至 1992 年、1993 年至 1997 年和 1998 年至 2002 年取值 1，否则为 0，我们把这些时间虚拟变量分别与两种绩效变量交互，并将这些交互项引入回归议程。如果真实模型为 $y^* = \beta_1 x + \sum_{i=1}^{T} \delta_i x + z\gamma + \varepsilon$，$\delta_i$ 在时间段 i 取 1，否则取 0，则在时间段 i，x 对 y^* 的边际影响为 $\beta_1 + \delta_i$。所以 x 与 δ_i 的交互项的参数估计值代表了时间趋势。

表 5 报告了对于两种不同绩效指标的有序 Probit 回归结果。从中看到，表示时间趋势的交互项的参数估计值全部不显著异于 0。运用 Hausman 检验方法检验其联合显著性的结论同样不能拒绝不存在时间趋势的假设。

表 5　经济绩效对升迁影响的时间趋势：划分五个时期

因变量：升迁（1 = 晋升，0 = 同级水平，-1 = 终止）			
年度经济绩效		平均经济绩效	
GDP 年增长率	7.313 (1.93)*	本任省 GDP 年增长率移动平均	4.327 (1.10)
GDP 年增长率 · 1979—1982 年	-4.302 (0.98)	本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1979—1982 年	-2.646 (0.55)
GDP 年增长率 · 1983—1987 年	-6.011 (1.41)	本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1983—1987 年	-0.735 (0.16)
GDP 年增长率 · 1988—1992 年	-5.866 (1.39)	本任省 GDP 年增长移动平均 · 1988—1992 年	0.181 (0.04)
GDP 年增长率 · 1993—1997 年	-7.711 (1.57)	本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1993—1997 年	-3.135 (0.66)
GDP 年增长率 · 1998—2002 年	-9.187 (1.05)	本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1993—1997 年	1.001 (0.12)
阈值 1	-4.490 (5.06)***		-4.857 (5.08)***
阈值 2	-1.299 (1.48)		-1.663 (1.76)*
样本量	1 286		1 286
拟对数似然比	-628		-627
检验：			
原假设：无时间趋势 Hausman 检验的 p 值	0.678		0.936

注：括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量。1%、5%、10% 的显著水平分别用 ***、**、* 表示。在任年数、年龄、年龄 65、中央背景、学历、年效应和省效应均被控制。

为了进一步探索时间趋势的其他形式,我们考察了是否有可能自某些特定年份开始,经济绩效对升迁的边际影响发生结构性变化。我们进一步引入了"1982 年后"、"1987 年后"、"1992 年后"、"1997 年后"这些时间虚拟变量,分别从 1983 年、1988 年、1993 年、1998 年起等于 1,否则等于 0。表 6(a)和表 6(b)分别报告了结果。晋升机制时间上的结构性变化仍然未被发现。所以,尽管经济改革和市场化进程在 1979 年后不断深入,然而,省级官员的经绩效对提升他们晋升概率的作用并没有随着时间发生显著的改变。换句话说,从经济体制改革的初始阶段开始,地方经济绩效就一直成为影响省级官员政治生涯的最重要的因素之一。

表 6(a)　经济绩效对升迁影响的时间趋势:划分两个时期

	因变量:升迁 (1 = 晋升, 0 = 同级水平, -1 = 终止)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
省 GDP 年增长率	3.778 (1.82)*		2.699 (1.83)*	
本任省 GDP 年增长率移动平均		2.160 (0.88)		2.723 (1.53)
省 GDP 年增长率 · 1982 年后	-2.912 (1.19)			
本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1982 年后		1.078 (0.38)		
省 GDP 年增长率 · 1987 年后			-2.135 (0.94)	
本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1987 年后				0.343 (0.14)
阈值 1	-4.920 (6.35)***	-5.171 (6.3)***	-5.071 (6.73)***	-5.109 (6.386)***
阈值 2	-1.730 (2.28)**	-1.978 (2.46)**	-1.883 (2.56)***	-1.915 (2.45)***
样本量	1 286	1 286	1 286	1 286
拟对数似然比	-629	-627	-629	-627

注:虚拟变量"1982 后"自 1983 年起取值 1,其他年取值 0;虚拟变量"1987 后"自 1988 年起取值 1,其他年取值 0 。括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量。1%、5%、10% 的显著水平分别用 ***、**、* 表示。在任年数、年龄、年龄 65、中央背景、学历、年效应和省效应均被控制。

表 6(b)　经济绩效对升迁影响的时间趋势:划分两个时期

	因变量:升迁 (1 = 晋升, 0 = 同级水平, -1 = 终止)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
省 GDP 年增长率	2.380 (1.92)*		1.908 (1.60)	
本任省 GDP 年增长率移动平均		3.190 (2.11)**		2.788 (2.04)**
省 GDP 年增长率 · 1992 年后	-2.840 (0.92)			
本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1992 年后		-1.382 (0.47)		
省 GDP 年增长率 · 1997 年后			-3.168 (0.40)	
本任省 GDP 年增长率移动平均 · 1997 年后				2.540 (0.36)
阈值 1	-5.112 (6.84)***	-5.05 (6.39)***	-5.171 (6.9)***	-5.098 (6.48)***
阈值 2	-1.924 (2.64)***	-1.857 (2.39)**	-1.985 (2.72)***	-1.904 (2.47)**
样本量	1 286	1 286	1 286	1 286
拟对数似然比	-629	-627	-629	-627

注:虚拟变量“1992 后”自 1993 年起取值 1,其他年取值 0;虚拟变量“1997 后”自 1998 年起取值 1,其他年取值 0 。括号内为基于稳健标准差计算的 t 统计量。1%、5%、10% 的显著水平分别用 ***、**、* 表示。在任年数、年龄、年龄 65、中央背景、学历、年效应和省效应均被控制。

五、总结与讨论

本文考察了中国高层省级官员的晋升机制。运用 28 个省和直

辖市 1979 年至 2002 年的面板数据,我们发现如下结果:1. 经济绩效对这些省级官员的晋升(终止),有正(负)的影响,且平均绩效的影响较当年绩效的影响更大。2. 在任官员相对其前任的经济绩效对他们的晋升(终止)有正(负)的影响,而他们相对于周边省市的绩效则没有明显影响。3. 经济绩效对升迁的影响随时间不存在明显的变化趋势。这些发现支持了中央政府运用人事权来激励地方政府官员促进当地经济发展的观点,并且反映了中央政府评价省级官员时的理性行为。

正如我们在本文引言中所说的那样,激励政府官员是一个非常棘手的问题。我们的经验结果说明中国政府采取的是一种以经济增长绩效为基础的晋升竞争的激励方式,最大限度地为中国各地区的发展提供良好的政治条件。我们认为,这种人事激励方式,构成了中国经济增长奇迹的一个重要来源。从这个意义上说,20 世纪 80 年代初期的干部人事制度的改革对中国后来的经济改革和增长影响深远。过去主流文献中对财政包干和分权改革对于地方政府行为的影响强调很多,而对发生在同一时间的干部人事管理制度改革的意义则重视不够。本文的经验结果有助于人们重新认识这些改革措施的积极意义。

但是,任何激励方式都有代价,我们应认识到这种晋升激励机制所带来的消极后果。由于地方官员对当地公众提供的服务是多任务和多纬度的,如果激励只侧重在某一可测度的纬度或任务,将会导致官员努力向这一纬度倾斜,造成努力配置扭曲(Holmstrom and Milgrom, 1991)。实际发生的情况正是如此。地方官员过度注重经济增长率,注重政绩过程,而忽略了增长的质量(如环境质量维护和效益指标的提高),有的官员甚至伪造增长数据。另外,地方官员晋升竞争可能导致地方官员在区域合作方面激励不足,相互攀比而引致地方保护主义和重复建设等等问题(周黎安,2004)。晋升激励的这些负面影响近年来引起了人们关于科学发展观的反思。

参考文献

Blanchard, Oliver., and Andrew Shleifer, 2001, "Federalism with and without Political Centralization: China vs. Russia", *IMF Staff Papers* 48, 171—179.

Holmstrom, Bent, 1982a, "Moral Hazard in Teams", *Bell Journal of Economics*, 13:324—340.

Holmstrom, Bent, 1982b (1999), "Managerial Incentives Problems: A Dynamic Perspective", *Review of Economic Studies*.

Holmstrom, Bent., and Paul Milgrom, 1991, "Multi-Task Principal Agent Analyses", *Journal of Law, Economics and Organization*, 7, Special Issue.

Huang, Yasheng., 1996, *Inflation and Investment Controls in China*, Cambridge University Press, Cambridge.

Jin, Hehui., Ying yi Qian, and Berry Weingast, 2000, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", Mimeo, Stanford University.

Lazear, Edward., and Sherwin Rosen, 1981, "Rank-Ordered Tournaments as Optimal Labor Contracts", *Journal of Political Economy* 89:S. 841—864.

Li, Hongbin, and Li-An Zhou, 2004, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, forthcoming.

Maskin, Eric., Yingyi Qian, Chenggang Xu, 2000, "Incentives, Scale Economies, and Organization Forms", *Review of Economic Studies* 67, 359—378.

Montinola, G., Yingyi Qian, Berry Weingast, 1995, "Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China", *World Politics* 48, 50—81.

Oi, Jean, 1992, "Fiscal Reform and the Economic Foundations of Local State Corporatism in China", *World Politics* 45, 99—126.

Qian, Yingyi, and Chenggang Xu, 1993, "Why China's Economic Reforms Differ: The M-Form Hierarchy and Entry/Expansion of the Non-State Sector", *Economics of Transition* 1, 135—170.

Whiting, Susan, 2001, *Power and Wealth in Rural China: The Political Economy of Institutional Change*, Cambridge University Press, Cambridge.

Wooldridge, Jeffery, 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge.

沈立人、戴园晨：《我国"诸侯经济"的形成及其弊端和根源》，《经济研究》1990 年第 3 期。

周黎安：《晋升博弈中政府官员的激励与合作：兼论我国地方保护主义和重复建设长期存在的原因》，《经济研究》2004 年第 6 期。

晋升博弈中政府官员的激励与合作*

——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因

◆ 周黎安

（北京大学光华管理学院）

一、引言

由于我国地方政府长期以来对地区经济增长和发展具有至关重要的影响力，地方官员的激励与行为一直备受学术界的关注，成为分析地区经济现象的一个重要的透视点。迄今对我国政府官员，尤其是地方政府官员激励与行为的研究主要强调行政性分权和财政包干改革以来地方官员的财政与经济激励。沈立人、戴园晨（1990）分析了行政性分权和财政包干对中国"诸侯经济"形成的影响；Oi（1992）与 Jin、Qian 和 Weingast（2000）强调了财政包干改革

* 原文发表于《经济研究》2004 年第 6 期。

对地方政府推动地方经济发展，尤其是乡镇企业迅速发展的意义；Young(2000)提供了中国地区间贸易保护主义和产业同构化的经验证据，并强调地方财政激励和扭曲的价格体系对产业同构化的影响。

毫无疑问，财政和经济激励构成地方官员激励最重要的组成部分之一，但这些激励本身仍然无法满意地解释很多地方官员的行为，比如长期困惑我国经济发展的两大顽疾——地方保护主义和重复建设问题。主流文献关于这些问题的解释主要是基于市场和经济竞争的逻辑（沈立人、戴园晨，1990；银温泉、才婉如，2001；Young，2000）：20 世纪 80 年代以来的财政包干体制强化了地方政府的财政和经济激励，各个地区为保护本地的资源、市场和税基而各自为战，为寻求高额利润而过度进入某一行业。可是这种解释并不完全令人信服。如果说地方官员的财税激励是地方保护主义存在的根本原因，那么，为什么同样面临税收激励的国家之间却可以通过双边和多边贸易协定达成市场开放和自由贸易，而同在一国之内的各地区却一直不能达成类似的协定？在 2004 年的“两会”上，一位东北的人大代表在谈及振兴大东北过程中出现的“诸侯经济”现象时尖锐地指出：当市场渴望连接在一起也应该连接在一起的时候，政府官员们却没有坐到一起研究彼此间的协调发展，这种现象不仅在东北存在，在全国也存在。[①]为什么市场渴望协调与合作时政府官员却迟迟不愿意坐到一起？这是传统解释所无法回答的。

关于重复建设问题的传统解释也存在一些未解的疑问：如果地方重复投资只为了寻求高额利润和相应的税收利益，那为什么有些地区在注定要亏损的前景下仍然要过度投资？更关键的是，在我国长期存在的一浪接一浪的重复建设“大战”中，各地区带有明显的“相互攀比”和“相互较劲”的色彩，这又如何用市场和财税动机来理解？

---

① 据新华社电，转引自《北京娱乐信报》2004 年 3 月 11 日的报道《“大东北”下还有“小东北”：“诸侯经济”抬头》。

本文试图从一个新的角度对地方官员经济合作失败的深层原因提供解释。我认为,地方官员合作困难的根源并不主要在于地方官员的财税激励及他们所处的经济竞争的性质,而是在于嵌入在经济竞争当中的政治晋升博弈的性质。同一行政级别的地方官员,无论是省、市、县还是乡镇一级,都处于一种政治晋升博弈,或者说政治锦标赛(political tournaments)。自20世纪80年代初以来地方官员的选拔和提升的标准由过去的纯政治指标变成经济绩效指标,尤其是地方GDP增长的绩效,系统的经验研究也证实了这一点(Li and Zhou, 2004)。不同地区的地方官员不仅在经济上为GDP和利税进行竞争,而且同时也在"官场"上为晋升而竞争。在政治晋升博弈中,给定只有有限数目的人可以获得提升,一个人获得提升将直接降低另一人提升的机会,一人所得构成另一人所失,因此参与人面临的是一个零和博弈。而在正常的经济竞争中,合作使得参与人实现"来自交易的收益"(gain from trade),合作博弈所对应的是一个正和博弈。"官场"竞争的逻辑将深刻地改变由官员所主导的经济竞争的方式和内容,而这一点正是被以往的研究所忽略的。

本文建立了一个非常简单的模型说明政治晋升博弈下官员的激励与合作倾向。在地方官员的行为对邻近地区存有"溢出效应"的场合,政治晋升博弈的基本特征就是促使参与人只关心自己与竞争者的相对位次,在成本允许的情况下,参与人不仅有激励做有利于本地区经济发展的事情,而且也有同样的激励去做不利于其竞争对手所在地区的事情(如阻碍外地的产品进入本地市场);对于那些利己不利人的事情激励最充分,而对于那些既利己又利人的"双赢"合作则激励不足。这就是为什么处于政治锦标赛博弈中的政府官员不愿意合作却愿意支持"恶性"竞争的基本原因。作为一个运用,我将从政治晋升博弈模型出发对我国长期存在的地方保护主义和重复建设问题提出一个系统的解释。

本文的主要贡献在于从政府官员晋升激励的角度研究了政治晋升竞争对政府主导型的区域竞争和合作的影响,在一个全新和系统的解释性框架下理解我国区域经济发展、竞争与互动过程。本文

另一隐含的贡献在于提供了转型经济中国有企业软预算约束的政治竞争方面的根源。[1]在本文的模型中，地方官员依赖于对地方经济尤其是国有企业的影响力，通过恶性的经济竞争达到政治竞争的目的，这正是在改革开放条件下我国国有企业存在软预算约束的一个新的根源。众所周知，科尔奈对国有企业软预算约束的经典的解释是政府对国有企业的"父爱主义"倾向(Kornai, 1979)，这在计划经济体制下是普遍存在的动机；但在我国经济转型过程中，地方政府官员出于对晋升的政治激励而不惜以地方产业和企业的经济预算为代价参与地区竞争，已不再是简单的"父爱主义"的行动了。

二、晋升博弈中的地方官员的激励与合作：一个简单模型

本节将试图建立一个非常简单的模型，以揭示具有锦标赛(tournaments)特征的政治晋升博弈的基本结构、政府官员的激励及其对经济合作的影响。本模型是对 Lazear 和 Rosen(1981)锦标赛模型的一个扩展。我们设想有这样一个晋升博弈，其中上一级政府对两个地区的地方政府首脑 A 和 B 的地区经济绩效进行考核，绩效较高者将获得政治提拔。[2]每个地区的经济绩效由 y_i 代表，地方官员的努力与其所在地区经济绩效的关系可以由下列式子代表：

$$y_i = a_i + ra_j + e_i \qquad (i = A, B; i \neq j)$$

其中 a_i 代表地方官员 i 的努力程度，a_j 代表地方官员 j 的努力程度。上述假设说明我们的模型适用的条件是政府官员的决策和行为(如重大投资决策)对地方经济或某些产业的影响力必须非常大。我们假定上级政府能够观察到 y_i，但无法观察到 a_i，a_i 只有官员 i 自己

---

① Shleifer 和 Vishny (1994)也提出了一个关于软预算约束的政治解释，所不同的是，他们考察在一个民主政体下，政治家如何通过补贴企业来获取企业雇员对他们的政治支持，以赢得连任。

② 本模型也完全适用于两个同级的政府部门和一个部门的两个科室的情况，或者一个大型 M 型公司的两个分公司，我们所需要的只是这些参与人处于同一级的晋升竞争，晋升的标准是参与人的相对绩效。

知道。这样，上级政府所能采用的激励机制都只能基于可观察的经济业绩。系数 r 代表官员 j 的努力对地区 i 经济业绩直接产生的边际影响，如果 r 不为零，则表明地方官员 i 的行为对地区 j 有"溢出效应"。为简化问题起见，我们假定 $|r|<1$，即不论"溢出效应"为正抑或为负，任何一个官员的行为对自己业绩的影响要超过对别人业绩的影响。e_i 是一个随机扰动项，e_i 和 e_j 相互独立，我们假定 (e_j-e_i) 服从一个期望值为 0、独立和相同的对称分布 F。

假定政治锦标赛的规则是：如果地方 i 的经济业绩超过地区 j，即 $y_i>y_j$，那么官员 i 将得到提拔，获得 V 的效用，这时官员 j 则不被提拔，获得的效用为 $v(V>v)$。这个关于晋升标准的假设符合自从 20 世纪 80 年代初以来我国地方官员的考核和晋升的实际情况，即地方官员政绩考核的标准以地方 GDP 增长的绩效为主。由于 (e_j-e_i) 服从分布 F，官员 i 获得提拔的概率可通过下列运算得出，即对于 $i\neq j$，

$$\begin{aligned}\Pr(y_i>y_j)&=\Pr[a_i+ra_j+e_i-(a_j+ra_i+e_j)>0]\\&=\Pr[e_j-e_i<(1-r)(a_i-a_j)]\\&=F[(1-r)(a_i-a_j)]\end{aligned}$$

这样我们就可以得到官员 i 的效用函数：

$$U_i(a_i,a_j)=F[(1-r)(a_i-a_j)]V+\{1-F[(1-r)(a_i-a_j)]\}v-C(a_i)$$

由上式我们得到官员 i 实现效用最大化的一阶条件：[①]

$$(1-r)f[(1-r)(a_i-a_j)](V-v)=C'(a_i)\qquad(i=A,B)$$

其中 $f(\cdot)$ 是分布函数 F 的密度函数。在对称性纳什均衡下，上述一阶条件变成：

---

① 效用最大化的二阶条件要求 $\frac{\partial^2U_i}{\partial a_i^2}=(1-r)^2f'(\cdot)(V-v)-C''(a_i)<0$，由于据我们的假定，$(e_j-e_i)$ 是对称分布，因此在对称性纳什均衡下，$a_i=a_j$，$f'(0)=0$，又由于 $C''>0$，该条件将自动得到满足。

$$(1-r)f(0)(V-v)=C'(a_i) \qquad (i=A,\ B)$$

为了理解上式所隐含的福利含义，我们可以将上述条件与社会福利最大化的一阶条件相比较。在社会最优（first-best）的安排下，我们将选择 a_i 和 a_j 使得社会剩余的期望值最大化，即对于 $i \neq j$，

$$\max_{a_i,\ a_j}(1+r)(a_i+a_j)-C(a_i)-C(a_j)$$

其一阶条件为：

$$(1+r)=C'(a_i) \qquad (i=A,\ B)$$

比较这两个一阶条件不难发现，在社会最优的情况下，r 越大意味着地方官员激励应该越大，可是，在政治锦标赛下，r 越大却意味着地方官员的激励越小。换句话说，如果一个地区的官员的发展经济的努力对其他地区也有积极（消极）影响，那么这种影响的存在会削弱（加强）该官员努力工作的激励。

在政治锦标赛中，每个官员都将自己行为的"溢出效应"内在化了，把对竞争对手有利的"溢出效应"当作对自己不利的事情。有趣的是，这与微观经济学所讨论的外在性问题有很大的不同。在那种情况下，个人通常不考虑其行为的"溢出效应"，如果有某种机制使其内在化这些"溢出效应"（如征税或产权的重新界定），那也是把利他之事当作利己之事，而不会反过来。然而，在存有"溢出效应"的场合，政治锦标赛的基本特征就是促使参与人只关心自己与竞争者的相对位次，在成本允许的情况下，参与人不仅有激励做有利于自己的事情，而且也有同样的激励去做不利于其竞争对手的事情；对于那些利己不利人的事情激励最充分，但是，对于那些"双赢"的合作则激励不足。

上述模型的结果可以系统地解释我国地区发展与互动的几个相互关联的现象：1. 地方官员出于晋升的考虑有充分的激励支持本地的企业和发展本地的经济，这解释了自 20 世纪 80 年代以来地方官员一直有非常强烈的动机推动本地经济的快速增长；2. 处于政治锦标赛博弈中的地方官员不愿意进行区域合作与分工，对于那些双

赢的区域合作机会"反应冷淡";这有助于解释我国长期存在的地区封锁、地方保护主义和"大而全"的地区发展战略;3. 地方官员为了提高自己的政绩位次,同时降低其竞争对手的位次,会"不择手段"地进行"恶性竞争",这有助于解释我国自80年代中期以来地区间不断上演的形形色色的"大战",从各种各样的产业大战、开发区建设热到吸引外资的"让利竞赛"。

三、关于我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的一个解释

地方保护主义和重复建设问题自改革开放以来一直是困扰我国经济健康发展的两大顽疾。如前所述,经济学界对于这些问题的解释主要强调行政分权下的财政激励。[①]这些因素固然非常重要,但它们并不足以解释一些非常困惑的现象。

比如说地区封锁和市场分割问题。经济学关于"来自交易的收益"的基本常识告诉我们,自由贸易可以扩大市场范围,提高各贸易地区的专业化水平,促进这些地区的经济发展。因此,最根本的一个问题是,当合作解对所有的参与方带来更好的经济收益的时候,为什么地方官员在经济上不合作?当然,在历史上,地区之间,尤其是国家之间的贸易战或税收壁垒经常出现,有时还演变得非常激烈,但同时我们也可以看到,国家间关税同盟、双边及多边贸易协定自二战以来越来越普遍,成为促成国际贸易合作的主要力量,当今的世贸组织和它的前身关税总协定所发挥的巨大作用就是一个极好的例子。从这个角度看,我国地区间长期的地方保护主义就变得很难理解了:为什么国家之间可以通过双边和多边贸易协定达成市场开放和自由贸易,而同在一国之内的各地区却一直不能达成类似

① 有些经济地理学家提出"行政区经济"的概念,强调行政干预和行政区划对市场分割的影响(如舒庆、周克瑜,2003)。但是,这种观点并没有进一步说明行政区划或行政干预为什么一定会导致市场分割和重复建设。

的协定？国家之间出现贸易纠纷只能诉诸效力有限的国际法或多边协调机制，而中国的地区贸易纠纷可以诉诸中国法律，也可以诉诸强有力的行政协调，那么同处于一个政党系统领导和协调的地方官员为什么不能坐在一起达成一个双边或多边贸易协定？虽然政策界和理论界关于杜绝地方保护主义的呼声自20世纪80年代中后期就一直不绝于耳，但迄今，我们尚未见到任何关于协商开放地区市场的任何正式努力。从财政激励解释地方保护主义的理论无法解释这一点，因为同样是出于税收和经济发展的考虑，国家之间已达成各种形式、且行之有效的贸易合作协定，为什么中国的地区之间却不能这样做？况且中国的地方官员还同时处于一个行政系统，比国家之间的合作还多出一个监督和制约的渠道。

重复建设问题或产业同构化问题在2004年3月5日温家宝总理的政府工作报告中再次被重点提及。温总理指出，2004年宏观调控的一项重要任务就是坚决遏制部分行业和地区盲目投资、低水平重复建设。产业同构化问题在近年来人们讨论珠三角、长三角、京津冀以及东三省的区域合作问题时不断被涉及。各个地方竞相甚至过度进入同一行业或一拥而上从事每个国家重点项目，从20世纪80年代的轻纺热、90年代的“开发区热”，到现在各地“造车大跃进”、“机场建设大战”等。对此的一个可能的解释是，政府管制导致市场价格严重扭曲，垄断利润高。这在改革初期可能是其中的原因，但现在随着市场进一步的完善，价格扭曲方面的因素的比重应该逐渐下降。关键在于，这些重复建设的背后都有政府主导或推动的影子，而这些一拥而上、一哄而起的过程中包含着明显的相互攀比和相互较劲的动机，无法简单地用利润或财税动机来解释，否则，我们无法解释为什么各地方在同一产业或建设项目的竞争中会经常无视经济亏损这一现实。①

从上述的这些例子不难看出，我国长期存在的产业同构化和地

① 张维迎、马捷（1999）从产权制度和技术的角度解释了我国国有企业恶性竞争倾向，其中产权制度的影响主要体现在国有企业经理所面临的软预算约束问题。我们之间的区别主要在于，在我的解释中，产业过度进入或恶性竞争是政治竞争的锦标赛性质所致，企业面临的软预算约束是这种政治竞争的一个结果。

方保护主义问题不是简单的企业为谋求高额利润而过度进入某行业和保护本地市场的问题，而是政府官员实施地区发展战略和产业政策的一部分，它包含着明显的政治收益的计算。基于上一部分的模型，我提出一个基本解释是，与纯粹的经济竞争相比（如两个企业或两国之间的经济竞争），我国地方官员同时处于两种竞争之中，既有为地区的经济产出和税收而竞争，同时又为各自的政治晋升而竞争。为简化术语起见，让我们称这种竞争为“混合竞争”。这就使得地方官员在考虑竞争利益时不仅需要计算经济收益，而且还要计算晋升博弈中的政治收益，两者的总和才真正构成对他们行为的激励。作为政府官员，政治收益的计算也许更为重要。从这个角度出发，在前面提出的模型基础上，我尝试提出以下两个推论：①

推论 1　经济合作的政治激励约束。在纯经济竞争中，合作的正收益可以激发贸易和合作的发生，但对于混合竞争来说，只有当合作的净结果不改变参与人的相对位次时，合作收益才可能实现，否则合作很难发生。

推论 2　市场进入的政治参与约束。在纯经济竞争中，投资的负利润前景足以阻止市场进入行为，但对于混合竞争来说，如果进入后的竞争结果会有利于参与人的相对位次（relative ranking），那么，投资的负利润前景也不足以阻止市场进入。

推论 1 说明混合竞争的合作空间比纯粹的经济竞争的合作空间要小得多，好比“刀刃上的增长”一样困难，而且经济实力越是接近的地区越不容易合作。该推论有助于说明当市场渴望连接的时候，地方官员为什么不愿意坐在一起研究区域合作和开发市场的问题。我国长期存在的地区封锁、地方保护主义和“大而全”的地区发展战略都可以看作是地方官员在政治晋升博弈中做出最优反应的必然后果。举一个例子，当振兴东北老工业基地的方案开始具体落实时，东三省都纷纷提出要发展石油化工，都把石油化工列为各自的

① 虽然从理论直觉上不难理解，但从前面的模型到以下的两个推论仍然存在一定的跳跃。关于这两个推论更严格的模型基础，参见周黎安、汪淼军(2004)。

支柱产业，而且自成体系、大而全地发展。这样一来，在“大东北”振兴战略之下，还有辽宁、吉林和黑龙江三个“小东北”振兴战略，三省互不相通，各自为战（转引自《北京娱乐信报》2004 年 3 月 11 日）。在这种相互较劲和攀比的背后是地方官员那种争当龙头老大的心理和算计，是政治竞争导致的一种必然反应。另一个例子涉及京津冀区域合作的问题。据区域经济专家樊杰透露，20 世纪 90 年代初原国家计委曾制定一个环渤海经济圈的发展规划，在规划中，北京的主导产业被确定为高新技术产业和现代服务业，天津被作为重型制造业的中心。然而，因北京和天津围绕着谁是环渤海经济区的龙头一直有竞争，导致北京一度成为在中国特大型城市里仅次于沈阳的重工业城市（参见《南方周末》2003 年 12 月 5 日）。有专家认为，就区域合作而言，京津冀目前还处于停滞对抗型，京津对抗的结果是“北京吃不了，天津吃不饱”（参见《21 世纪经济报道》2003 年 11 月 12 日）。

推论 1 不仅可以解释我国区域合作的困难，还可以进一步解释不同经济带区域整合程度的差异。为什么长三角和珠三角区域整合的程度要高于京津地区？在长三角，上海与邻近的浙江和江苏的经济实力之差要大于北京和天津之间的差距，而在珠三角，香港和广州的龙头地位是比较明显的。如果一个经济区“群龙无首”，那么地方官员推动产业整合和区域合作的激励会相对较小，而相互较劲和争当老大的激励会相对较大。这意味着经济实力越是接近的地区将越难合作，而发达地区与欠发达地区的区域合作则相对更容易一些。所以，本文虽然强调地方官员经济合作的困难，但绝非主张所有地区的经济合作都不可能，关键在于经济合作是否会影响地方官员之间的相对位次。

推论 2 的一个基本经济含义就是，政治晋升激励的考虑可能使得官员主导型的投资过度进入某个行业或项目，甚至进行“恶性竞争”。虽然长期投资的利润前景并不乐观，但如果市场进入可以阻止其竞争地区同一行业的业绩上升，有时即便两败俱伤，也可能是值得的。该推论有助于解释长期以来各地区对许多项目的投资在

明显面临亏损的情况下"一哄而上"的现象。沈立人、戴园晨(1990)在描述我国"诸侯经济"的特征时指出：各个地方热衷于不顾条件搞速度攀比，展开"速度大战"；而且，"地方搞攀比，一个动机是为地方谋利益，另一个动机是显示政绩。这也不算错，只是如果把后者凌驾于前者之上，往往会不择手段"。这是20世纪80年代的情况。然而，20多年后的今天，问题的性质并未发生实质性改变。据媒体报道，[①]长三角在新一轮经济发展的竞争中，各地正在上演新一轮的"机场建设大战"。有人做过统计，目前长三角地区每万平方公里的机场密度为0.8个，超过美国每万平方公里0.6个的水平。与如此高密度的机场布局相对应的是许多机场的资源闲置和大量亏损，但这仍然阻止不了一些地级市加入这场造机场运动的热情。其中苏州的一位政府官员在列举建机场的几大"利好"时特别提到，建机场有利于提高苏州的地位。也许机场数目多少本身不能完全说明重复建设的严重性，但有一点却是值得关注的，那就是，长三角不同地区的机场定位应该反映各地区的发展水平和地理位置的差异，如上海和无锡的机场定位就应该不一样。然而，许多地区在考虑机场发展规划时却都不愿意做"二级机场"，不愿意主动与上海机场进行分工协作。[②]有意思的是，珠三角在经济高速发展的过程中也曾出现过这种类似的现象。

近年来我国各地的外资引进中的"恶性竞争"也可以用地方官员的晋升激励来解释。自改革开放以来，我国沿海地区借助其优越的区位和经济优势，一直对吸引外资非常重视，各地为争夺外资项目也因此处于激烈竞争之中，最近几年尤为明显。新华社记者将之概括为"门槛一降再降，成本一减再减，空间一让再让"。[③]在许多地方，如上海、江苏、浙江等地纷纷以远远低于成本价的土地价格吸引外商，税收优惠也一再突破国家规定的外资优惠政策的底线。在这

---

① 参见新华网北京2003年12月11日电文和《国际金融报》2004年3月8日的报道《空中通道一掷"亿"金，长三角机场困局谁来解惑》。

② 参见《中国青年报》2004年5月10日的报道《长三角机场建设"多少"之争，谁愿做二级机场?》。

③ 参见新华社记者车晓慧、陈钢的报道《级级下任务层层压指标，招商引资成"让利竞赛"》，新华社2003年11月11日。

种“让利竞赛”的背后是各地政府级级下任务、层层压指标,招商引资被当作地方政府“一把手”工程,一些省市的主要媒体还定期公布下级政府和开发区招商引资的名次。在长三角和珠三角的许多城市活跃着一些来自全国各地的“招商游击队”,在东莞市,每年就有300多个招商团上门招商,有的还将招商办事处直接设在乡镇。更有甚者,一些地方政府还将机关干部的工资与引资数量挂钩,完不成任务指标的将被取消基础工资。引资竞争本身并不奇怪,但值得注意的是这种竞争所采取的形式和推进的程度。单单用地方政府财税激励是无法理解这种竞争所达到的“恶性”程度,而必须诉诸于地方官员对政绩的强烈追求和对落后于竞争地区的巨大恐惧才能理解。

四、模型的其他一些应用

由于晋升竞争属于所有科层组织(包括官僚组织)的一个基本特征,因此本文所提出的分析框架具有更为一般的意义。在官僚组织中普遍存在各部门之间相互封闭、相互扯皮的非合作现象,但人们通常将这一类现象笼统地归结为“官僚主义作风”或“官僚病”,而忽略了导致这种现象背后更深层的激励因素。

近年来我国电子政务发展迅速,但也一直存在着严重的“互联互通”问题,其中一个突出的现象是所谓的“纵强横弱”现象,即一个政府部门内部的信息共享和交换相对容易,而不同部门之间横向的互联互通则相对困难,存在一个个分散的所谓的“信息孤岛”(参见张维迎、刘鹤,2004,第107—115页)。需要注意的是,互联互通的主要障碍不在于信息技术,因为在很多情况下是“联而不通”,数据库相接,但信息不能交换和共享,而且如果纯粹是技术原因,就不应该有“纵强”与“横弱”共存的现象。这说明互联互通背后主要是一个激励问题。在本文模型的框架下,“纵强横弱”现象并不难以理解。首先,给定中央政府三令五申强调电子政务的重要性,各部门

的电子政务的发展自然会进入到主管的政府官员的政绩当中；其次，为了在电子政务的锦标赛中引人注目，一些有条件的部门会有较强的激励发展本部门的信息化，所以，中国300亿电子政务投资绝大部分投在了纵向垂直部门；最后，部门之间的信息共享与合作属于利己又利人的事情，根据我们前面的模型，参与人的激励会很小，而且，“利人”成分越高，主管官员的激励就越小，这就是“横弱”的原因。

晋升竞争不仅仅只局限于政府部门，其激励后果也会反映在M型结构的公司中。M型公司的设计虽然赋予中层经理更多的权力，并便于设计带有同类竞争性质的（yardstick competition）激励合同（Maskin, Qian, and Xu, 2000），但中层经理所处的晋升博弈也会阻碍他们之间的有效合作，这是为什么各个利润中心必须尽可能在技术、产品或者区域上相互独立，以减少晋升博弈的不利后果。因此本文的模型对于理解M型公司的组织和激励设计也会有一定的帮助。

五、结论

从激励结构来说，我国地方官员具有双重特征：他们一方面是“经济参与人”，即像任何经济主体一样关注经济利益，20世纪80年代以来的行政性分权和财政包干强化了地方政府的经济动机；但另一方面，这些地方官员同时也是“政治参与人”，他们关注政治晋升和政治收益，各地的官员不仅在经济上为财税和利润而竞争，同时也在“官场”上为晋升而竞争。20世纪80年代初期实施的领导干部选拔和晋升标准的重大改革使地方官员的晋升与地方经济发展绩效挂钩。过去大量的研究从市场和经济竞争的逻辑出发强调行政性分权和地方官员的财政激励对区域间经济互动的影响。这种研究角度的一个缺陷是只注重于我国地方官员的第一种特征，而忽略了地方官员的第二种特征及其影响。本文建立了一个地方官员政

治晋升博弈的简单模型，旨在强调地方官员的晋升激励及其对地区间经济竞争和互动的影响。

以 GDP 增长为基础的晋升激励在调动地方官员发展地区经济的积极性方面曾发挥过重要的历史作用，这在经济改革初期、计划体制的束缚还相当严重的时候尤为如此。但随着市场的发育和完善，区域分工与整合的需求日益增加，这种激励机制的消极后果也越来越明显。因此，我们有必要对地方官员的政绩考核制度进行反思。目前中央政府特别强调地方政府的科学发展观问题，如淡化 GDP 指标、强调绿色 GDP 概念等等，正是改革传统政绩考核体系的一种积极举措。本文的研究有助于我们更深入地理解设计一项政绩考核机制所必须注意的问题，比如，为了尽量降低晋升激励所带来的消极后果，我们应该将地方政府的注意力集中在服务本地公众的能力和满意度等方面；另外进一步减少地方政府对市场的干预能力也是一种治本之策。

参考文献

Jin, H., Y. Qian, and B. Weingast, 2000, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", memo.

Kornai, J., 1979, "Resource-Constrained versus Demand-Constrained Systems", *Econometrica* 47:801—820.

Lazear, E., and S. Rosen, 1981, "Rank-Ordered Tournaments as Optimal Labor Contracts", *Journal of Political Economy* 89:S. 841—864.

Li, H., and L. Zhou, 2004, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of China's Personnel Control", memo.

Maskin, E., Y. Qian, and C. Xu, 2000, "Incentives, Scale Economies, and Organization Forms", *Review of Economic Studies* 67:359—378.

Oi, J., 1992, "Fiscal Reform and the Economic Foundations of Local State

Corporatism in China", *World Politics* 45:99—126.

Shleifer, A., and R. Vishny, 1994, "Politicians and Firms", *Quarterly Journal of Economics* 109:995—1025.

Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *Quarterly Journal of Economics* 115: 1091—1135.

钱温泉、才婉如:《我国地方市场分割的成因和对策》,《经济研究》2001 年第 6 期。

沈立人、戴园晨:《我国"诸侯经济"的形成及其弊端和根源》,《经济研究》1990 年第 3 期。

舒庆、周克瑜:《从封闭走向开放:中国行政区经济透视》,华东师大出版社 2003 年版。

张维迎、刘鹤主编:《我国地级市电子政务研究报告》,中国经济出版社 2004 年版。

张维迎、马捷:《恶性竞争的产权基础》,《经济研究》1999 年第 6 期。

周黎安、汪森军:《地方官员的晋升激励与地区专业化》,工作论文,2004。

中国为什么拥有了良好的基础设施?

——分权竞争、政府治理与基础设施的投资决定*

◆ 张军 高远 傅勇 张弘

(复旦大学中国社会主义市场经济研究中心)

一、导言

对于那些30年前来过中国而在过去10年里又重访中国的客人来说,中国基础设施水平所发生的变化的确让他们惊诧不已。是的,中国的基础设施和城市面貌(尤其是沿海地区)的改善可谓日新月异。也许在15年前,没有人敢于奢望基础设施在今天所达到的水平以及它的持续的更新速度。回到20世纪80年代,即使生活在城里的中国人也必须忍受着在通讯、能源使用、公共交通和旅行上的极大不便。

* 原文发表于《经济研究》2007年第3期。该研究得到教育部重点研究基地重大研究项目(批准号:05JJD790076)和复旦大学中国国际竞争力研究院资助项目"中国区域竞争力研究"的资助。

而今天,每天乘坐大巴行驶在漂亮的高速公路上的人数可以高达数百万,更不用说城市基础设施上的变化给中国人的生活带来的福祉。

作为一种公共资本的存量,良好的物质基础设施水平对一国的经济增长和经济发展发挥着重要的基础性作用。但同时,基础设施水平的持续提高也是中国经济增长的一个重要的内容。但在评价中国经济增长的一些文献里,很多学者似乎还是倾向于贬低"硬件"而更多强调"软件"的重要性。这在中国与印度的"双棒讨论"中表现得尤其突出。虽然中国在基础设施上远远胜于印度是不可否认的事实,可是大多数文章还是更看重印度的"制度资产"。我们认为,在讨论和对比不同经济增长绩效的文献里,把"硬件"与"软件"分开评价的做法并不合适。印度基础设施的严重滞后并不说明印度可以很快地赶上中国的水平,而基础设施这个硬件的改善决不是一件可以孤立谈论的事情,也更不简单。

基础设施的建设表现为高速公路、轨道、通讯电缆、机场、车站以及城市公用事业这些物质条件的改变,但却远远超出这些物体本身。这些基础设施水平差异的背后更多地反映了政治治理和政府作为的差异。毋庸置疑,一个没有作为的政府体制是"造"不出这些"硬的"东西来的。大量的经济学研究文献发现,一个国家的基础设施的水平是它的政府治理的水平、政治的管理模式以及分权的效率的典型体现。高质量的基础设施被包含在了那些度量政府质量或治理水平的指标体系中。

在转型经济中,由于政治属性和政府治理转型上的差异,转型经济中的政府在作为上表现出显著差异(Shleifer and Vishny, 1998)。财政的分权与不同政治管理模式的结合也产生出了经济增长和发展的不同绩效(Blanchard and Shleifer, 2000)。正如很多研究所观察到的那样,俄罗斯、印度与中国在20世纪90年代之后出现的经济成绩效果的差异不是财政分权上的差异而是政府治理上的差异造成的(Bardhan, 2006; Zhuravskaya, 2000)。这些因素为我们寻求对基础设施的投资激励的差异提供了制度上的背景。

乍看上去,投资于基础设施是典型的"扶持之手"的政府行动。

但这是否意味着中国的地方政府更懂得如何去实现公共利益呢?或者中国的政治管理模式是否更有利于基础设施的改善呢?对这些问题的回答必须考虑政府官员面临的激励才有希望。这意味着我们需要从事经济学的分析。

我们的观察是,相对于研究与开发(R&D)方面不成功的商业模式而言,中国在改善基础设施问题上却演化出了一个成功的模式。自20世纪80年代中期以来,中国的城市建设和基础设施的改善多是地方政府所为。在理论上,基础设施的投资周期长,私人回报低,折旧快,市场的解决办法不能保证足够的投资。以此而论,假如没有确保投资基础设施之外的可观的回报和承诺,单纯依赖市场机制应该无法解决中国基础设施严重短缺和投资不足的问题。那么,什么是政府可以给市场投资者参与投资基础设施提供的可观的回报和承诺呢?由于存在土地的政府所有权和复杂而普遍的政府管制,政府可以给市场投资者提供的回报机会当然就应该包括基础设施本身的经营特许权,土地的协议转让、房地产开发以及对本地市场的进入许可等等。在中国,政府管制的放松和变迁常常就是与市场进行互利交换的结果。

问题是,为什么中国的地方政府在改善基础设施问题上会变得那么有"市场头脑"呢?在这个问题上,我们常会对政府有完全相反的假设。但在理论上,经济学家一般并不假设"扶持之手"的政府随处可见,而是把政府的"公益"行为更多地解释为官员的逐利行为的结果。重要的不是什么性质的政府,而是它的官员们面临什么样的激励。经济学家看待和解释这些现象的理论基础仍是建立在"个人选择"的经济学逻辑之上的。这意味着我们需要把那些持续改善基础设施的政府努力与约束条件下的官员选择行为联系起来。这样的结合是揭开中国为什么拥有良好的基础设施之谜的关键。

在本文我们将提出,中国在投资和更新基础设施上的出色成就是中国式财政分权模式和政府成功转型的一个可以解释的结果。这个分权模式成功的地方在于中央政府用"标尺竞争"取代了对地方政府的政治说教。中央自上而下的政治管理基于地方经济发展的可度量的标尺(简称"政绩")。在这个政府间的政治治理模式下,

不仅当地基础设施的改善有助于“招商引资”，从而实现更快的经济增长，而且显著改善的基础设施本身也最容易度量、从而能最好地满足地方官员的“政绩”需要。“把激励搞对”是邓小平和毛泽东在政治治理上的最大差异：毛泽东排斥市场，而邓小平却利用了市场。

过去十年来，大多数经济学家对转型经济的研究时常忽视对政府自身的治理转型的关注。实际上，为了实现向市场扶持型的政府治理模式的转变，从而支持和利用市场的作用，政府官僚的技术化、职业化、政府职能的转变以及更新政府的人力资本是至关重要的战略。1996 年，因为亲身经历了俄罗斯与东欧的经济转型过程，美国的经济学家施莱弗和维什尼教授才注意到了政府转型在经济转轨中的重要性。在“转轨中的政府”一文中，他们强调，“无论对经济还是对政治而言，如何更新过时的人力资本也许都是转轨的中心问题。”（施莱弗、维什尼，2004，第 213 页）我们认为，中国在这些方面也走在了俄罗斯的前头。在地方层面上，政府治理模式向“发展型”政府的成功转型有助于改善政府官员对基础设施的投资激励，因为这有利于官员的政治仕途。

本文的结构安排如下：在第二结论我们将对基础设施的概念加以定义和分类，并对关于基础设施的经济学研究文献做出综述和评论；第三结论是对改革以来中国的财政分权、政治管理和政府治理转型的一个综合讨论，目的是为了理解地方政府投资基础设施的动力与激励模式提供一个制度的背景。在第四结论，我们描述和分析了改革开放以来中国基本建设和基础设施投融资的增长状况、基础设施存量在东部和中西部地区的差异模式。第五结论构造了关于基础设施投资决定的回归模型并利用中国 29 个省（市）1988—2001 年的面板数据进行了统计检验。第六结论是本文的结论。

二、基础设施的概念、定义与研究文献回顾

（一）基础设施的定义范围

20 世纪 80 年代末开始，世界银行组织了一系列关于基础设施

的研究工作,并在1995年集中发布了其研究成果——《1994年世界发展报告:为发展提供基础设施》。在这份报告中,世界银行着重研究了经济基础设施,并定义其为永久性工程构筑、设备、设施和它们所提供的为居民所用和用于经济生产的服务。这些基础设施包括公用事业(电力、管道煤气、电信、供水、环境卫生设施和排污系统、固体废弃物的收集和处理系统),公共工程(大坝、灌渠和道路)以及其他交通部门(铁路、城市交通、海港、水运和机场)。该报告认为,虽然基础设施(或者发展经济学家所称的社会管理资本)都没有十分明确的定义,但都始终贯穿着两个特征:技术特征(如规模经济)和经济特征(如使用者向非使用者的扩散)。[①]

在世界银行的定义的基础上,Prud' homme(2004)根据各种不同的基础设施所提供的服务种类不同,将基础设施划分为了8大类(见表1)。如果说世界银行1994年的报告对于经济基础设施的定义是原则性的,那么Prud' homme(2004)则细化了判断一项活动是否属于经济基础设施的特征。在本文,我们将参考世界银行和Prud' homme(2004)的定义并结合数据的可得性,选取恰当的指标来度量中国基础设施的水平和发展状况。

表1 世界银行以提供的服务项目种类定义的基础设施

服务项目	基 础 设 施
交通	公路,桥梁,铁路,隧道,港口等
供水	大坝,蓄水池,水管等
水处理	下水管道,污水处理车间等
灌溉	大坝,水渠等
垃圾处理	垃圾箱,垃圾焚化炉等
供热	集中加热设备、供热管道等
电信服务	自动交换机,电缆等
能源	发电厂等,输电线,煤气管道等

资料来源:Prud' homme(2004)。

① 世界银行(1995),第2页和第13页。

具体而言，我们主要选取了四个方面的指标：一是交通基础设施，二是能源基础设施，三是通讯基础设施，四是城市基础设施。其中前三个指标是以其功能进行分类的，而最后一个指标则比较特殊，专指城市系统的基础设施，这主要是因为：第一，该指标在统计年鉴是作为一个单独的项目报告的，可以得到十分明确的数据；第二，该项目中所包含的各个子指标都包含在世界银行的定义中；第三，在讨论基础设施投资与外商直接投资（FDI）的相互关系时，城市基础设施更是一个需要特殊关注的方面，因为外国投资者大多数投资于中国的城市。

交通基础设施由三个指标组成，即铁路营运里程、内河航道里程和等级公路里程。其中等级公路是指高速公路、一级公路和二级公路的总里程数。能源基础设施由电力消费量和能源消费量两个指标组成。通讯基础设施在统计年鉴中可获得的数据较多，涵盖了邮政、电信和互联网三大方面。其中，邮政基础设施由邮政局所个数和总邮路长度两个指标衡量，电信基础设施由长途电话、无线寻呼用户、移动电话用户、长途自动交换机容量、本地电话局用交换机容量、移动电话交换机容量和长途光缆线路长度来衡量，而互联网基础设施主要包括互联网人数和长途微波线路长度。城市基础设施指标主要包括：城市用水普及率、城市燃气普及率、每万人拥有公共交通车辆、人均拥有道路面积、人均公共绿地面积、每万人拥有公共厕所。显然，这些指标也都包含在世界银行的定义中。我们在第五节将对这些基础设施的存量指标进行处理以更好地从总体上来刻画基础设施建设水平的变动趋势和地区间的不平衡发展的模式。

除了观察基础设施的存量水平发变动之外，我们在本文也研究基础设施的流量变化及其决定因素。我们希望使用基础设施的资本形成或政府对基础设施的投资来反映其流量变动。但是，现有的统计资料来源无法按照存量的构成指标提供一一对应的投资数据。幸运的是，我们在《中国统计年鉴》中可获得以下三类资本形成的概念：第一类，电力、煤气及水的生产和供应行业；第二类，交通运输仓储以及邮电业；第三类，水利、环境和公共设施管理业资本的形成。

这三类投资的指标在相当大的程度上涵盖了我们在前面定义的基础设施的概念,因此作为衡量基础设施投资的流量指标并不算离谱。在本文,我们将讨论地方政府对改善基础设施的投资激励受到哪些因素的影响。

(二)关于基础设施投资决定的研究文献

在西方主流的经济学文献里有关基础设施的研究只是最近20年的事情。虽然Arrow和Kurz(1970)的一篇题为“公共投资、回报率和最优财政政策”的经典论文最早把公共资本存量(public capital)[①]纳入了总量生产函数,[②]不过,由于模型的均衡具有不确定性,一段时间里并没有引起很大的注意,理论发展一度就此停滞。经济学家对基础设施的真正热情始于1980年代末。Aschauer(1989a, 1989b, 1989c, 1993)出色的实证工作展示了基础设施投资对经济发展的极端重要性。虽然这种重要性后来被证明很可能被他高估了,但测度基础设施的产出弹性的研究文献的确在他之后开始增加。

不过,基于中国经验的研究还十分贫乏。Démurger(2001)是少数的例外之一。这篇文献试图在Barro的框架下发现基础设施对中国日益扩大的地区差距的显著解释力。作者的基础设施包括交通和通讯两项内容。实证结果发现交通和通讯对地区经济增长有着显著影响。通过对各省增长率的进一步分解,Démurger发现基础设施(尤其是交通)解释了东部地区成功和中西部地区落后中的相当大的部分,并且基础设施对地区差距的影响看上去还有强化的趋势。

除了以上这篇论文之外,我们注意到的最近一篇文献则考察

---

① 在概念上,公共资本(public capital)是相对于私人资本而言的,主要是指由政府投资形成的资本,两者共同构成了总资本存量。显然,公共资本(尤其是生产性的公共资本)中最重要的组成部分就是基础设施,有些研究将两者等同起来。因而,我们的文献综述有相当一部分研究的直接对象是公共资本。从后文可以看到,为了估计基础设施的回报率和产出弹性,在设定生产函数时,不少的研究是从总的资本存量中扣除基础设施存量获得私人资本存量。

② 当然了,我们也可以把主流经济学的研究理解为对发展经济学文献的复兴(Murphy, Shleifer, and Vishny, 1989; Justman, 1995)。

了基础设施对中国农村经济发展的影响(Fan and Zhang, 2004)。利用新近得到的农业普查资料和其他的官方数据,Fan 和 Zhang 分别估计了中国农村中的农业和非农部门的生产函数,并分解出地区间生产率差异的源泉,特别估计了基础设施对地区间生产效率差异的解释程度。从总的农业部门来看,基础设施解释了 40% 以上的地区劳动生产率的差异,但对西部地区则只能解释它的 10%。这一发现与 Démurger(2001)有较大差异,并且基础设施对中部地区的反常解释力以及巨大的残差项表明这项估计还很不完善。

此外,范九利、白暴力(2004a, 2004b)以及范九利、白暴力、潘泉(2004)用中国全国总量数据和地区数据进行了基础设施与经济增长关联的一系列检验。他们所使用的基础设施包括如下 5 个部门或行业:电力、煤气及水的生产和供应业;交通运输、仓储及邮电通信业;地质勘察和水利管理业;城市市政公用设施(未含煤气、水的供应和生产,计入电力等行业);国家机关、政党机关和社会团体。农、林、牧、渔业、采掘业、制造业等 11 个部门被定义为非基础设施部门。

虽然研究表明基础设施的投资对经济发展具有持续的重要性,但在大多数欠发达的国家,基础设施投资并没有达到最优水平。在一篇长达 84 页的工作论文中,Randolph、Bogetic 和 Hefley(1996)使用 1980—1986 年涵盖 27 个落后和中等收入国家的面板数据和时序数据研究了决定基础设施投资的各种因素。他们的被解释变量是政府在交通和通讯上的人均支出(用 1980 年的美元计算),文中涉及大量决定政府基础设施投资的解释变量。描述经济特征的变量包括:1. 现有基础设施的存量。他们使用了两个存量指标,一是公路与铁路的总里程与人均 GDP(1980 年美元价值)的比重。第二指标是用永续盘存法估计出来的总的资本存量(其中包括私人资本)。2. 人口密度。人口密度低要求要有更多的交通和通讯的投入,然而,密度不高时,诸如下水道和医疗设施的投入可能并不需要,从而节约基础设施投资。最后,规模经济因素使得人口密度更大的国家

会有一个更高的最优基础设施的水平。3. 城市化水平。如果基础设施供给的规模效应显著的话,那么,城市化水平越高人均基础设施可能越低。但也可能有相反的效应,即基础设施投资可能会随着城市化程度的提升而上升。另外,考虑到通常存在的城市倾向,城市化高会提高人均基础设施的支出。4. 城乡结构。城乡之间的差异推动人口在城乡间转移,并影响政府增加城市的基础设施支出。另外,政府为了限制人口向城市的过快转移会通过增加基础设施投资来提升农业生产率,从而抑制农村人口的流出。这些都意味着城乡差距越大,基础设施支出水平应该越高。作者用城乡人口流动率(即城市人口增长率减去总的人口增长率)、农业人均 GDP、农业占 GDP 的比重这三个指标表示城乡结构的动态转换。5. 劳动参与率。该变量用劳动力人口除以总人口表示。公共基础设施支出会影响企业对劳动力的需求和每单位有效劳动的工资。劳动参与率和公共基础设施支出的关系取决于劳动和基础设施投资之间是互补关系还是替代关系。

其他反映经济结构的指标包括:1. 经济发展阶段,用人均实际 GDP 或者实际收入表示。基础设施通常都是正常品,而经济发展的升级也会提升基础设施投资的回报率,并且它和基础设施支出是正向关系。2. 国内财政平衡。3. 国际账户平衡。4. 对外部门的规模,用进出口占 GDP 的比重衡量。在有些发展中国家,关税是政府的重要财税来源,因而,对外部门大意味着政府有能力提供更多的基础设施。另外,基础设施能够提升国家竞争力,从而扩大出口。这样,对外部门应该与基础设施支出成正向关系。5. 贸易条件。6. 政府的债务规模。7. 制度。他们用公民实质性地参加政治的程度和公民能自由地表达观点两种自由来度量。但它们与基础设施支出的关系并不明确。一方面,较完善的制度降低了交易费用,从而增加了私人供给基础设施的可能性;另一方面,制度的完善促进了私人经济发展,从而增加了对基础设施的需求。出于世界银行的政策考虑,作者还考察了政府目标的指标,即减少贫困努力的影响。政府减少贫困的政策会增加基础设施支出,但是如果是通过健康、教育

或增加社会的安全等方式减少贫困的话,则基础设施支出也可能是减少的。

他们的结论是:人均基础设施支出对经济发展阶段、城市化水平和劳动参与率最为敏感。用人均 GDP 衡量经济发展水平,则基础设施支出与之成正向关系。对外部门的规模、城乡结构以及基础设施的存量水平也是人均基础设施支出的重要决定因素。对外部门越大,人均基础设施支出水平越大。城乡结构反映了人口转移的水平,它增加了人均基础设施水平。基础设施存量越大,人均基础设施支出越高。更高的人口密度与更低的基础设施支出相连。制度越完善,中央政府基础设施支出越大,但是,当基础设施水平较低时,基础设施支出会随着制度的完善而下降。预算赤字不影响中央政府的基础设施支出,但是却与预算支出有正向的关系。中央政府基础设施支出显著地与更外向的经济相关联,但是中央政府基础设施支出和外向的程度大小没有明显的关联。最后,中央政府反贫困的努力影响着它在基础设施支出上的规模。

在更广泛的意义上说,国家间基础设施投资的差异不仅受到经济发展阶段和发展特征的影响,也反映出政府和政策的质量因素。North 和 Thomas(1973)以来的政治学家和经济学家的研究都发现,政府的作为和承诺是一个国家长期经历资本形成的关键因素。正是从这个角度,Henisz(2002)使用 100 多个国家长达两个世纪的数据研究了基础设施投资的决定。这里的关键基础设施指的是电话装机数以及发电量的兆瓦。文章中使用的政治约束是指政策改变的可能性,也就是说,任何一个部门的偏好改变在多大程度上能够改变政府的政策,这可以用那些拥有否决权的政府部门的数目来代理。结果表明,政治环境是解释国家间关键基础设施投资差异的重要决定因素。这意味着,政治环境不仅在近代是重要的,而且在 19 世纪也是重要的。回归的结果显示,把制度环境加入回归模型中显著地改进了模型对下列事实的解释能力:为什么有的国家首次投资基础设施的时间比其他国家早?为什么基础设施投资会持续增长?

另外还有一组与发展中国家基础设施投资决定相关的文献。比如,一些研究发现,有时政府看起来会善意地做一些事情,积极而且清廉地帮助私人部门提高生产率并进入国际市场。新加坡、韩国等就提供了这样的例证。这种作为的政府在文献里被称为"发展型政府"(developmental states)。Evans(1992)发现,国家官僚的职业化是政府成为"发展型政府"的必要条件。Evans发展了一些可供实证的指标,公务员考试的比重、报名者的通过率以及官员的平均任期。官员职业化可能有两个方面的影响。其一是,它抑制了政府对经济发展的负面影响(限制寻租活动)。其二,政府任期的延长以及职业化能够改善政府提供基础设施的激励,因为这样有助于仕途(career building)。一些作者实证检验了第一个方面,而Rauch(1995)主要研究了后一方面。具体而言,他研究了美国在20世纪的前二十年政府支出中用于道路和供水这些受益周期比较长的支出的比重。

在作者构造的一个简单城市增长模型中,经济增长仅仅取决于城市政府的决策。投资于新的基础设施可吸引可贸易部门私人资本的投入并吸引劳动力迁移和就业,从而推动城市发展。假定利息和工资不变。城市官员可以从城市生产过程中在投入和产出两方面获得好处。投入方面的好处是指派工作和回扣,产出方面的好处是选民的满意度以及威望和权势的提升。假定政府当期的收入完全来自现有公共服务所收取的费用。需要研究的问题是,在能带来当期好处(警察、火灾防范)的支出和投资基础设施之间,政府怎样分配其收入呢?

美国在这个所谓的"进步时代"出现了三大变化,第一个是文官制度的出现。城市公职人员必须要通过考试,这是官员职业化的核心。第二个是委任制政府的出现(1901年),通常由五个接受委任的人取代市长、市议会以及其他的被选举出的官员,他们每人在自己的权辖内同时有行政权和立法权。第三个是城市管理者政府的出现(1908年)。在这种体制下,城市管理者被城市议会指派并对其负责,总揽城市大权。显然,实行文官制度的政府和后两类政府是有

重大区别的。在 Rauch 看来，“进步时代”这三种制度的并驾齐驱提供了一个天然的试验田。

文中的基础设施变量是道路和饮用水以及下水道上的支出占总支出的比重。加入时间哑变量之后的城市固定效应模型的回归结果显示，实行文官制度的城市，其基础设施投资的比重要高于没有实行文官制度的城市，改革的结果提升了用于基础设施投资的比重，同时提升了城市经济的稳态增长率。后两种政府治理模式则完全反过来。这表明，政府任期时间越长，越有可能把更大比例的政府资源投入基础设施这样的项目中。

总而言之，与纠缠于基础设施的产出弹性、是否供给不足以及基础设施与经济增长因果方向的传统的经济学研究文献相比，研究基础设施的决定因素显然意义更加丰富和重要。即便是基础设施投资是内生于经济增长的，对于经济学家而言，重要的任务就是要解释这个“内生”过程是如何发生的。有关经济学和政治学的交叉研究的文献越来越关注了这个“内生”过程，这些文献深信，基础设施的投资决策（包括更一般的经济政策的制定）应该从在位政府官员最大化其目标函数中来寻求解释。这就要求把政策的制定看作是一个内生的而不是控制变量。实际上，经济学家面临的问题不是什么是应该要去做的，而是政府官员实际在做什么以及为什么要这么做。

三、中国的财政分权、政治管理和地方政府面临的激励

改革开放以来，尤其是 20 世纪 90 年代之后，中国的基础设施水平发生了翻天覆地的变化。交通运输、通讯、能源供给和城市的基础设施等日新月异。基础设施水平的持续改善本身就是中国经济发展的一个重要内容，也是对增长的一个非常重要的测度。以交通为例，就在 15 年前，似乎还没有人敢于奢望今天的基础设施所达到

的水平以及更新的速度。在20世纪80年代，甚至90年代初的时候，中国人出门旅行还必须依赖破旧不堪的火车，并要为买到火车票而大伤脑筋。而今天的根本不同却是，每天乘坐大巴而行驶在高速公路上的人数可以高达数百万。

为了更好地解释中国基础设施的改善缘由，我们需要研究基础设施投资的决定因素。从前文我们对现有文献的回顾中可以看出，基础设施投资的决定是一个需要联系到政府和政治过程的问题，这大概是因为基础设施的性质决定了对它的投资决策多为政府作出并且与公共财政相连。因此，研究基础设施投资的决定，必须研究决策得以做出的制度激励和政府治理的模式。一句话，需要从政治经济学的视角寻找解释的线索。在本节，我们将讨论那些影响基础设施投资决策的体制环境和政府治理模式。

可是，必须指出的是，研究中国基础设施投资决定的政治经济学与现有文献对欧美国家的研究有一个显著的不同。对欧美发达国家而言，由于政治分权和财政分权的体制高度成熟和稳定，因而经验研究更多的关注公共财政资源向基础设施领域的分配如何受到选民或者党派行为的影响。这在我们前面对西方现有经验研究的文献回顾中体现得非常明显。但是，对我们的研究而言，我们考察的是一个特定的转型经济，它经历了经济分权和财政分权的过程，但在政治上它又是高度集中的。另外，与现有的文献还有所不同的一点是，在地方上，基础设施的投资决策似乎更多地与实现经济增长的目标而不是再分配问题联系在一起。因此，要深入讨论基础设施投资的决定因素，我们就必须从观察和解释财政分权体制下地方政府激励和政府行为入手。

首先我们从中央政府与地方政府之间的关系来描述一下自20世纪80年代初开始的财政分权是如何改变投资决策环境的。中国政府间财政体制的改革和演变大致可以描述为两个阶段。[①]在第一

① 胡书东(2001)对中国自20世纪50年代以来政府间财政制度和中央—地方关系的变迁做了系统的记录和分析。

阶段(1978—1993 年),行政分权型财政包干体制取代了 1978 年以前的中央集权型统收统支体制,1994 年之后则进一步实行了中央与地方政府的分税体制。值得注意的是,在分税制之后,中央的收入比重从 1993 年的 22.0% 上升到 1994 年的 55.7%,而地方财政支出的比重则在财政包干和分税制改革期间一直处于稳步上升的状态,1981 年为 45%, 2004 年已高达 72.3%。从这个意义上讲,中国的地方政府已获得了不断增强的财政支配权力(陈诗一、张军,2006)。

在现有的经济学文献里,向地方政府的财政分权对经济增长的影响是正面的还是负面的,虽然也有不同的理论和证据,但总的来说,Tiebout(1956)的"公共支出理论"和 Oates(1972)的"财政联邦主义理论"赢得了更多的认同,成为之后对财政分权问题进行经济学研究的基础性文献。Tiebout(1956)与 Oates(1972)分别强调了政府间的竞争和地方政府的信息优势对改善公共品的供给和提高经济效率的正面影响。而过去 10 年来,在研究"转轨经济"的文献里,财政联邦主义的思想再次受到重视,发展出了许多的理论和经验研究。这些研究强调财政分权对维护市场改革和改善效率的积极影响(例如 Qian and Weingast, 1997; Qian and Roland, 1998; Cao, Qian and Weingast, 1999)。

这些文献对本文关于基础设施投资决定因素的研究自然具有高度的关联。这些针对转型经济的财政分权或者财政联邦主义的模型在理论上认为,中央政府将更多的权力转移给地方政府,产生了类似于联邦制的地区分权制度,地方政府为了引进私人资本(包括外资)发展地方经济而展开激烈的相互竞争,会提高资金使用的成本,从而有助于预算约束的硬化,从而对经济增长产生正面的影响。在经验研究方面,Lin 和 Liu(2000)的实证研究支持了财政分权有利于经济增长的结论。张军和金煜(2005)通过省际面板数据的研究得出,在分权的财政体系下,地方政府的财政支出显著地提高了全要素生产率的增长率。陈诗一和张军(2006)还进一步发现,财政分权(特别是分税制)也显著改善了中国地方政府的财政支出的

效率。[①]

但是,一些对俄罗斯经济转轨的经验研究却发现财政联邦主义的体制并没有产生类似于中国的经济绩效(Shleifer, 1997; Zhuravskaya, 2000)。Zhuravskaya(2000)把俄罗斯和中国的财政分权和中央与地方政府间的关系进行了比较分析。作者发现,在中国,地方政府相对于上级政府在财权上的独立性和地方政府提供公共物品的效率与激励之间存在正向关联。而在俄罗斯的财政分权体制下,地方政府的平均财政激励极其微弱,当地方政府的收入增加时,上级政府将削减对其的转移支付并降低其财政收入分享的比重。所以,俄罗斯的地方政府没有真正获得独立的财政地位。相反在中国,地方政府分享到的财政收入的比重比俄罗斯的情况高得多,财政上独立性更强。因而,在俄罗斯,财政的联邦主义安排事实上限制了私人工商企业的建立和抑制了地方政府对公共物品的有效供给激励。财政分权在某种程度上变成了阻碍市场的联邦主义(market-hampering federalism)。虽然,该文中的公共物品指的是卫生和教育(分别用婴儿的死亡率和晚间到上学的学生比例度量),没有直接涉及基础设施,但是,该文献清楚地揭示,政府之间的财政安排将对地方政府提供公共物品的行为产生重要影响。

Shleifer(1997)[②]在更早一些的研究里也对比了俄罗斯和波兰的经济转型的过程。他的研究也注意到了上下级政府间的财政关系和政治激励对解释转型和增长的重要性。他的研究发现,俄罗斯与波兰的经济绩效的反差主要是由政府治理(或者政府表现)的差异决定的。在俄罗斯,上下级政府之间没有发展出一套经济和政治的激励来促进地方政府的行为转型,从而没有改变地方政府阻碍地方经济发展的"掠夺性质"。而且,在讨论对地方官员的激励问题上,

---

① 当然,也有一些经济学家的研究不支持财政联邦主义的结论。例如,Young(2000)与Poncet(2002)的实证研究认为中国的财政分权实际上导致了不断的市场分割,总体上说并不利于国内统一市场的形成和增长效率的改善。陈抗等(2002)的研究认为中国的财政分权(尤其是1994年的分税制)使地方政府从"援助之手"变成了"掠夺之手"。平新乔和白洁(2006)的研究则发现中国预算外收入扩大了地方政府的规模,而预算外支出的增长则导致资金的配置效率恶化。

② 该文收入了施莱弗和维什尼编辑的中文版著作《掠夺之手》(中信出版社2004版)的第11篇。

Shleifer 认为俄罗斯与波兰的重要差别之一是,波兰更加系统地推行了选举制度,尤其是地方一级的官员都是由选举产生的,而在俄罗斯,选举的约束和激励作用都很弱。

可是,Shleifer(1997)对选举制度为地方官员制造的约束和激励的强调没有能够为解释中国和俄罗斯的地方政府的不同表现提供什么帮助。诚然,地方政府的官员是任命的还是在当地被选举出来的,对官员的行为具有不同的约束和激励效应。现实是,中国地方政府的官员是上级任命的而不是基层选举出来的。这是中国的政治体制决定的,而且这个体制在经济决策上实现了分权化和财政体制上推行了向下级政府的分权之后依然没有变化。与财政分权形成对照的是,政治上是高度集中的,党的中央拥有任命地方官员的政治上的绝对权威。因此,对比俄罗斯和中国的政府官员的行为与表现,显然需要考虑政治集中的因素。事实上,Blanchard 和 Shleifer(2000)很快就意识到了这个问题。他们提出,中央是否保持政治上的集权对于解释为什么俄罗斯的财政分权导致地方政府的掠夺行为是重要的。他们认为,中国的中央政府(党)拥有绝对的权威并任命地方的官员,因而有能力奖励和惩罚地方官员的行为;而俄罗斯功能紊乱的民主不仅无法使中央政府贯彻其目标,也没有能力来影响地方政府的所作所为。

类似地,印度的财政分权和地方政府的作为与中国也形成了强烈的反差。著名的印裔经济学家 Pranab Bardhan 教授在最近的文章中写道,中国和印度都经历了相当程度的分权,但两个国家经历的分权的性质却大相径庭。在印度,分权采取了在地方上不断选举的形式,但至今向地方政府下放的真实的权威和征收收入的权力却微不足道。大部分地区的乡村和区所选举出来的官员的真正角色是攫取来自上级资助项目(如就业项目或信贷项目)的好处。在很多邦,对穷人意义非凡的资源却通过官员与地方上有势力的人物之间的合谋被转移到了非目标人群。而在中国,地方上党政部门拥有实际的权威并分享当地的收入,从而驱动地方官员在地方的经济发展中担任领导的角色。与中国不同的是,在印度,当地的经济发展并

未走上地方政府的议事日程（Bardhan，2006，pp. 12—13）。

在中国，由于地方官员是上级任命的而不是地方选举出来的，因此地方政府在获得了财政分权的好处的同时，又必须服从中央政府的权威和保持目标的一致。当中央政府确立了更快的经济发展目标的时候，自下而上的经济增长不仅符合财政分权体制下地方政府的利益，而且事实上成了上级政府奖罚地方政府官员的有效的考核指标。在中国的地方政府官员那里，一种被称为“政绩观”的概括非常流行，它反映了地方政府官员面临的政治激励与推动地方经济增长激励之间的完美兼容性。①

与早期那些讨论中国经济增长的文献过于注重增长的投入要素不同，近年来的一些文献越来越重视了“对政府的有效激励”的重要意义。哈佛大学的帕金斯教授在这方面提供了一个很好的评论（帕金斯，2005）。他在“从历史和国际的视角看中国经济增长”一文中深入地讨论了中国问题。不过，他认为仅仅从跨国的角度通过讨论储蓄、积累、投入要素和地理禀赋等条件如何有利于中国的增长是弄不懂中国所实现的增长现象的。他在文章的结尾处这样写道：“跨国比较仅给我们提供了关于中国为什么在1978年以后加速增长这一问题的非常概括的描述。基于这些比较分析的基本结论是，中国做了在此之前其他经济成功的国家所做的事情。然而要真正地理解为什么中国做得这么好，我们就必须更加深入地研究中国所采取的具体政策以及这些政策达到的具体结果。这些成就中大部分来自于中国特有的经历，而不仅仅是其他国家的情形的复制。”在我们看来，中国的这个特有经历就是它独特的分权方式和政治管理模式所改变的对地方政府的有效的激励。对经济学家而言，“搞对政府的激励”是公共部门经济学文献的一个重要问题。②与“后华盛顿共识”所主张的“把价格搞对”的信念和转型战略有所不同的是，

① Li和Zhou（2005）对中国地方官员的“政绩”如何影响官员的晋升概率做了很好的实证研究。

② 与私人部门不同，因为多目标和多任务、绩效度量的难度以及代理人的异质性等组织特征，对政府部门的激励机制的研究最近20年已成为经济学家非常活跃的一个研究领域。王永钦和丁菊红（2006）最近提供了一个关于公共部门的激励机制的很好的文献综述。

在经济增长的目标上，中国式的财政分权无疑把对地方政府的激励搞对了。

具体而言，对地方政府的激励改变来自于两个方面的原因。第一，中国所经历的政府多级财政分权和单一政治集中相结合的分权模式把公共部门的“多任务目标”治理变成了地方政府之间的简单的“标尺竞争”的机制，[①]它以一个自上而下而不是自下而上的高度分权的结构制造了政府间“为增长而竞争”的发展共识和强大激励。中国的经济增长就是这个机制的产物。而对于地方政府而言，标尺竞争的重要策略就是为地方经济“招商引资”，尤其是竞相吸引外商直接投资（FDI）（张晏、夏纪军，2006）。这就派生了对改善地方基础设施的来自竞争的激励。

第二，中国自上而下的政治管理模式推动了地方政府向“发展型”政府治理模式的转变。其中最重要的内容就是改革了公共部门的结构和管理、提高了政府部门的职业化水平、加速更新了政府的人力资本并坚持了垂直集中的政治管理体制和官员的任命制。我们前面提到，如果没有中央政府独特的政治集中管理体制和对地方政府官员的任命权，财政分权并不保证地方政府有充分的激励去推动经济发展和支持市场转型。中国的政治管理模式的优点就是有效地创造了地方政府官员的“政绩观”和官位升迁的仕途目标。而如果没有大规模的政府官员的人力资本更新过程和公共部门向职业化的技术官僚结构的转变，市场转型过程中的政府转型也难以想象。

在有关文献上，传统观点认为同级政府之间的横向竞争往往是分权能改善政府治理的重要原因。但 Treisman（2000）对有关财政分权能够有效规范政府行为的结论提出了挑战。作者认为分权可能对政府治理水平造成以下各种负面影响。在通常实行分权的大

① 在工业组织的文献里，所谓“标尺竞争”（yardstick competition）是指一个企业的竞争政策是通过观察其他企业的表现来选择的。在政治领域或者公共部门，标尺竞争是指，当上级政府可以用其他地方政府的作为和绩效来考核和评价一个地方政府的时候，地方政府之间就会形成相互模仿的竞赛。有关的文献，可参考 Besley 和 Case（1995）。

国中,中央政府很难监督低层政府,地方政府更容易受利益集权的影响,形成串谋;不同层级政府之间的垂直竞争使得政出多头,并竞相征税和抽租,并推诿提供公共服务的责任。从这个意义上讲,没有纵向的政治控制和对政府系统本身的改革和转型,中国的财政分权体制的演变并不保障"把激励搞对"。

实际上,经济学家对转型经济的研究一直以来都集中于经济部门的改革和转型,时常忽视公共部门或政府自身的治理转型。为了实现政府向市场扶持型的转变(政府转型),从而支持和利用市场的作用,有效的公共部门和更新政府的人力资本是至关重要的。在1996年,正是因为介入并亲身观察了俄罗斯与东欧的经济转型过程,Shleifer和Vishny才注意到了政府转型在经济转轨中的重要性。在"转轨中的政府"一文中,他们发现,俄罗斯和波兰经济转型和经济增长的最大差异是公共部门的效率和地方官员的激励不同。[①]他们强调,"无论对经济还是对政治而言,如何更新过时的人力资本也许都是转轨的中心问题。"(施莱弗、维什尼,2004,第213页)

由于改革开放以来中国加速了党和政府官员(包括中央和地方)的人力资本的更新速度,中国则较好地实现了地方政府转型和向职业化的技术官僚结构的变迁。[②]这是中国的地方政府比印度和俄罗斯的地方政府在市场"亲善化"和鼓励经济增长方面的作为表现出色的重要体制原因。[③]而中国所经历的这个政府的转型在一定意义上对应了经济学文献里的所谓"发展型政府"的定义。官僚系统职业化和行政管理职能的转型是政府治理转型的重要内容。我们在第三节讨论有关文献时提到,国家官僚的职业化是政府成为"发展型政府"的必要条件(Evans, 1992)。官员的职业化对政府的治理和政府效率有两个方面的正面的影响。其一是它有助于抑制

---

① 该文收入了他们编写的论文集(Shleifer and Vishny, 1998)。参见其中文版《掠夺之手》(施莱弗和维什尼,2004)。

② 在中国,为了尽快克服"左"的意识形态的束缚和破除旧体制的影响是邓小平推动的重要的思想解放运动和干部人事制度改革的重要内容。他提出了加快干部的年轻化和知识化的政治管理目标与战略工程。在中文文献里,陈东琪(2000)总结了改革以来中国的政府体制改革与提高政府行政效率的经验。

③ Bardhan(2006)在最近的论文中也对中国和印度的政治制度和政府治理的差异做了对比的分析。

政府官员的寻租活动。其二，官员的职业化也能够改善政府提供基础设施和其他公共品的激励，因为这样有助于官员的仕途。很显然，在中国，得益于政府官员人力资本的加速更新，地方政府行政管理的职业化和治理水平获得了迅速的提高。

总之，由于面临财政分权和垂直政治集中的双重激励，中国的地方政府被驱动的方向更多的是经济增长而不是收入的再分配。[①]因为这样的原因，地方政府的支出在性质上往往有利于经济增长而不是妨碍经济增长。[②]事实上，一些研究在比较东亚经济和拉美经济发展的经验时就发现，亚洲的政治治理模式导致了政府支出对经济增长的为正的影响，而在其他经济里这个影响往往为负（Przeworski and Limongi, 1993）。这意味着，中国的政治集中管理模式自20世纪80年代中期以来与财政分权体制的结合不仅创造了地方政府间的典型的“标尺竞争”，而且推动了政府系统向发展型政府治理模式的转型。本文认为，这是理解中国近20年来基础设施水平得以持续和显著改善的重要线索。

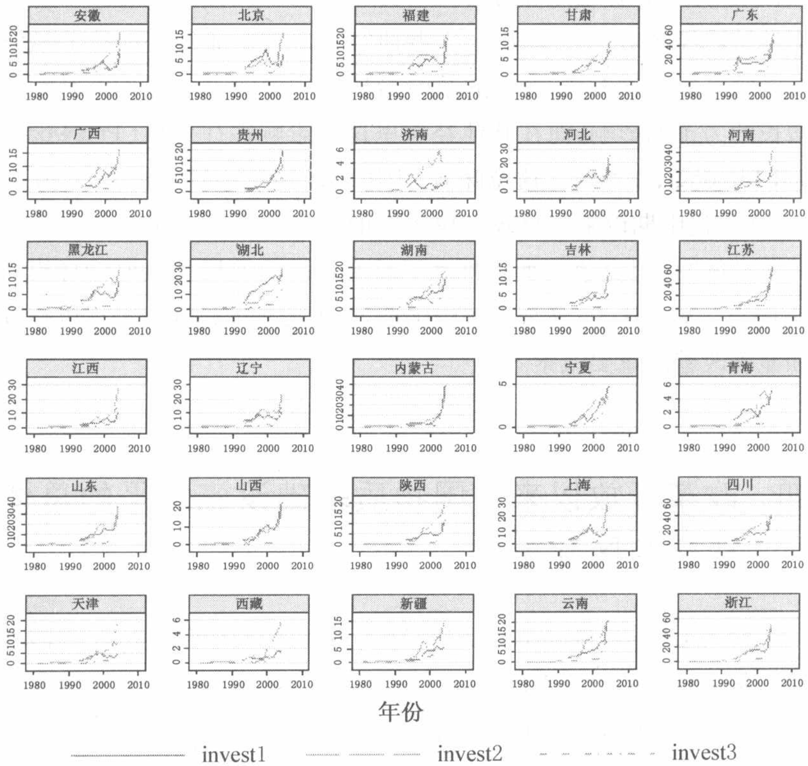
四、改革开放以来中国物质基础设施水平的总体变化与区际差异

如图1所示，自改革开放，特别是20世纪90年代以来，中国各地区基础设施的投资发展得非常迅速，这是经济高速增长的重要原因之一（Démurger, 2001）。但在现有文献中，对中国各地区基础设施的发展状况进行过总体的描述和度量的文献极其稀少。当然，就基础设施的存量水平而言，构成基础设施的成分在单位和量纲上不能简单加总可能阻止了这样的工作。在我们前面提到的那些为数

① Haggard(1990)的研究发现，与“民主制”的政府不同，“政治集权”的政府往往不面临利益集团的压力或者再分配的压力。

② 我们基于中国29个省市1987—2001年间的面板数据的计量回归发现，在控制住其他因素之后，政府的支出比重的增长对全要素生产率的增长有正面的影响（张军、金煜，2005；张军，2006b）。

不多的经验研究文献里,研究者多以公路铁路里程等少数或者单项指标来代表基础设施的存量水平,尽管这么做不能完全反映基础设施对经济增长和其他投资回报的实际影响,存在低估基础设施贡献的缺憾。本文,我们首先从投资流量的角度来考察基础设施的变化模式,然后在描述基础设施水平的地区分布差异时,我们尝试使用"主成分分析"(PCA)方法。



注:1. invest1 指电力、煤气及水的生产和供应业投资;invest2 指交通运输、仓储和邮电业投资;invest3 指水利、环境和公共设施管理业投资。2. 重庆市 1997 年及以后的数据并入四川省。

图 1　1981—2004 年中国各省基础设施投资变化图(单位:10 亿元)

众所周知,在改革开放以前的 20 年,中国政府偏向并选择了重工业化的经济发展战略,并且从 20 世纪 60 年代末开始强调省份的

自给自足。这对中国的基础设施投资影响很大，尤其是交通运输的投资。为了配合重工业化，铁路得到了格外的重视。铁路从1952年的22 900公里扩展到1978年的48 600公里，增加了一倍以上。即便如此，中国在那个阶段的交通基础设施仍然十分落后，而其他的基础设施的投资更是严重不足。从80年代实行经济分权和财政分权的改革开始，中国在能源和基础设施的投资得到了显著改善，但是在80年代交通和电信仍然只占固定资产投资的10%，而能源部门占了20%左右。①在这种情况下，交通的短缺和城市的拥挤日益严重。但是90年代中实行中央和地方政府之间的"分税制"改革之后，基础设施投资似乎进入了繁荣的时期，而且地区间的差距也开始明显地扩大。

首先，随着财政分权和中国经济体制的变革，基础设施投资模式经历了令人瞩目的变迁。更值得注意的是，各地区在这一变迁过程中表现出明显的地区分野，而基础设施投融资模式上的差异必然对基础设施的投资水平产生影响。在计划经济体制下，基础设施建设实行的是中央政府大一统的投融资体制，中央项目占据了绝对地位。随着财政分权体制的确立，地方政府开始逐渐获得地方基础设施的投资决策权，地方项目越来越多。正如图2所示，经过十几年的演进，中央项目和地方项目在基建投资中的地位已经发生了明显的互换。

魏新亚(2002)对中国基础设施投资构成的地区差异做了一般性描述。中央项目的比例在1991年之前一直在50%以上，而到1999年仅占32.5%，这表明中国对基础设施建设的投入开始转入以地方投资为主的阶段。然而，东西部地区转变的程度是显著不同的。新疆、甘肃等经济欠发达省(区)市，中央项目的比例普遍高于全国水平，新疆甚至在1998年达到了55.9%；而海南等沿海经济发达地区，中央项目的比例不到15%。这种差异意味着，在中央和地方明确划分事权和财权之后，中国的经济发达地区投资地方基础设

① 详细参见Démurger(2001)的论述。

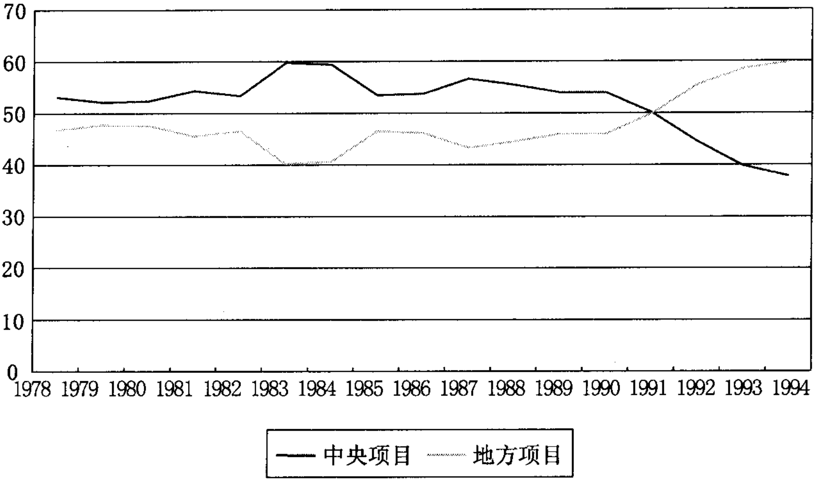


图 2　改革以来中国基本建设投资中中央和地方项目的比重变化

施建设的积极性得到了充分调动。

其次,基础设施融资的方式出现了显著的变化和地区差异。除了国家预算内资金外,国内贷款、外资、自筹资金等开始在基础设施建设中发挥重要作用。但不同资金来源在总投资中所占的比例在不同地区却有着很大的差异。国家预算内资金已从 1987 年的 32.6% 迅速下降到现在的 10% 左右;外资比例从 1987 年的 10.3% 到 1999 年的 9.0% ,有不升反降的趋势;国内贷款受银行体制改革的影响,其比例近年来一直在 23%—25% 之间徘徊;相对而言,自筹和其他投资在近几年来一直占据了半壁江山。因为自筹和其他投资已经成为中国基础设施建设资金来源的中坚力量,而国家预算内资金、外资、国内贷款都只是基础设施投资资金的补充来源,这样一来,东部地区再次明显走在了前面就不足为怪了。最后,由于过去 10 多年来基础设施投融资模式的显著变化和地区上的差异,由过去的投资累积起来的基础设施的存量水平也就越来越有了地区差异。

在现有的文献里,李伯溪和刘德顺(1995)较早地度量和研究了中国基础设施存量水平的地区差异。同时,就我们掌握的资料而言,这也是到目前为止唯一一篇较详细考察中国地区基础设施存量

的文献。文中所讨论的基础设施包括交通运输、邮电通讯、能源供给、环境保护设备、学校教育设施、卫生保健设施和社会福利设施。其中因为数据缺乏,城市给/排水和文化娱乐设施没有涉及。

文章选取的存量指标丰富,具体包括:交通运输:包括铁路、公路、水运、航道。铁路指标用铁路运营里程度量;公路用公路运营里程和民用汽车数来度量;水运用航道里程数、机动船艘数和港口码头泊位数度量;航运用职工人数度量。邮电通讯:包括邮件、电话、电报、电传等。选用的原始数据有,邮电局(所)数、邮运工具拥有量、载波电报机数、电话机数、传真机数。能源供应,选用的数据是工业部门电力消耗量、工业部门能源消耗量。环境保护:选用的数据有环保系统人员数、工业固体废物综合利用率、燃料燃烧废气排放经过销烟除尘的比例、废水处理回用量、废水处理总投资数。学校教育:高等教育人口比重,高等学校在校人数、中专(原文为中等专业)学校在校学生人数、中小学在校人数、高等学校数。卫生保健:卫生机构数目、床位数和卫生技术人员数。社会福利保障;包括老年人服务设施数、残疾人服务设施数、农村社会保障基金会数、农村社会保障基金会数。

为了加总这些指标的信息以供地区比较研究使用,他们从小类到大类层层向上计算。例如,他们分别计算出中国30个省、市、自治区的铁路设施的存量水平之后,再与公路、水运、航空设施水平综合计算出交通运输设施的综合水平指标。而在计算出所有7大类基础设施水平的衡量指标后,再根据一定的公式计算出整个基础设施的综合水平衡量指标。根据这个方法,他们计算出了中国30个省、市、自治区的基础设施水平并将计算结果标准化,其中数值最大的省份定为100,其他地区根据比例类推。

在上述7大类基础设施中,作者将交通运输、邮电通讯和能源供给称之为经济性公共基础设施,其指标称为经济性指标;而将另外4类基础设施(环保设施、卫生保健、文化教育、社会福利)归为社会性公共基础设施,其指标称为社会性指标;在将7大类基础设施作为一个整体考虑时,其指标称为综合指标。经济性指标的计算方法是取

交通运输、邮电通讯和能源供给3类指标的几何平均值；社会性指标的计算方法是取环保设施、卫生保健、文化教育、社会福利4类指标的几何平均值；综合指标的计算方法是取上述7类基础设施指标的几何平均值。

他们的研究结论表明，虽然各类基础设施的区域差异状况各不相同，但就整体而言，中国各地区间的基础设施存量差异巨大，东部地区的优势明显。其中，区域差异最大的基础设施是邮电通讯、交通运输和教育。其均值分别是20.98、23.78和25.10，最大值与最小值的比例分别是16.26、15.13和7.63 。另外，经济性指标与社会性指标相比，几乎在所有的省、市、自治区都是后者大于前者（北京市除外），而且这两个指标的均值分别是27.15和48.82，离差系数分别是0.80和0.40。这说明经济性基础设施（交通、通讯和供能）的区域差异比社会性基础设施（环保、教育、卫生、福利等）要大得多。

但是，他们的论文如此度量地区基础设施的存量在技术上至少存在两个较大的问题。一是，指标的选取过于随意庞杂，没有一个严格的选择定义和标准；第二，对指标的处理过于简单，各个指标之间没有权重之分，其最终得到的综合指标可能并不能最好地反映原始数据的信息。我们在本文将克服这些缺点以更好地度量基础设施的存量水平以及地区的差异模式。

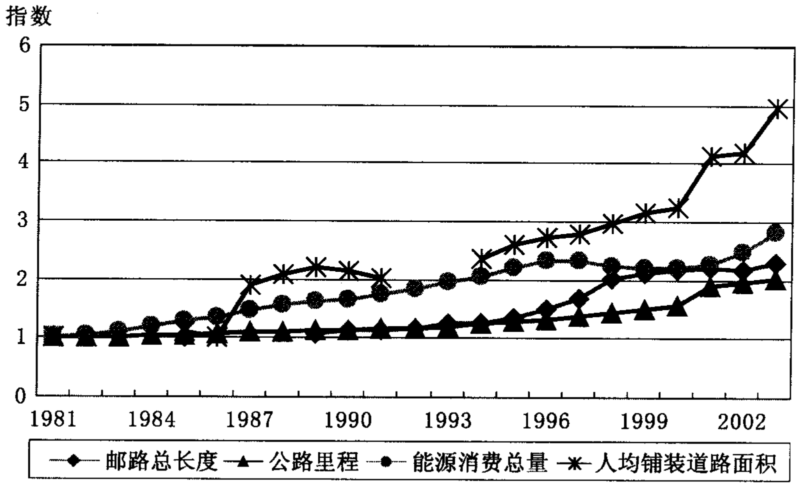
首先，我们使用狭义的基础设施，即世界银行所定义的“经济基础设施”的定义来衡量物质基础设施的存量水平。存量是静态指标，主要衡量全国或者各地区各年基础设施的现有水平，实际上反映了基础设施在过去的投资状况。考虑到数据的可得性，我们在本文主要选取了四大方面的指标：一是交通基础设施，二是能源基础设施，三是通讯基础设施，四是城市基础设施。其中前三个指标是以其功能进行分类的，而最后一个指标则比较特殊，专指城市系统的基础设施，这主要是因为：第一，该指标在《中国统计年鉴》上是作为一个单独的项目报告的，可以得到十分明确的数据；第二，该项目中所包含的各个子指标都包含在世界银行的定义中。各项指标的

具体说明如下：(1)交通基础设施：铁路营业里程(公里)，内河航道里程(公里)，等级公路(公里)，1985年起；(2)能源基础设施：电力消费量(亿千瓦小时)，能源消费量(万吨标准煤)，1985年起；(3)通讯基础设施：邮政局所(处)，邮路总长度(公里)，长途电话(万次)，1985年起；无线寻呼用户(万户)，移动电话用户(万户)，互联网人数(万人)，长途自动交换机容量(路端)，本地电话局用交换机容量(万门)，1998年起；移动电话交换机容量(万户)，2001年起；长途光缆线路长度(公里)，长途微波线路长度(公里)，1995年起；(4)城市基础设施：城市用水普及率(%)，城市燃气普及率(%)，每万人拥有公共交通车辆(标台)，人均拥有道路面积(平方米)，人均公共绿地面积(平方米)，每万人拥有公共厕所(座)，1985年起。所有的数据来源于《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》，1993年能源消费量和电力消费量数据为1990年和1995年的平均值。

度量基础设施存量的各种指标有着不同的单位，我们无法简单地进行算术相加，而我们又希望得到一个综合指标来考察总体的变动模式。因此，我们在本节采用两种方式来观察基础设施水平的变动模式。首先，为了获得全国层面上基础设施水平的变动趋势，我们从本文选取的四大指标中分别选出一个代表性指标，然后在每年加总各个省(市)的同一指标得到总量指标。最后把这个指标转换成指数系列。

具体而言，我们在交通、能源、邮电和城市公共设施中各选取了一个代表性的指标。分别为公路里程(万公里)，能源消费总量(标准万吨煤)，邮路总长度(公里)和人均拥有铺装道路面积(平方米)。为了观察随时间的变化趋势，我们把交通、能源、城市公共设施的加总数据转换成以1981年为基期的指数，而邮电则以1985年为基期。虽然个别年份存在数据缺失，但并不十分影响我们观察整体变化的趋势。另外，在处理人均拥有铺装道路面积(平方米)这个指标时，2002年之前和之后统计口径发生了变化。如2000年数据在《中国统计年鉴2001》中为9.1平方米，而在《中国统计年鉴2003》为6.1平方米。这样，我们把2002年(7.9平方米)及2003年的数据(9.3

平方米）依照2000年数据的比例（9.1/6.1）向前调整为11.8和13.9平方米，以保证数据口径统一。我们把这个处理的结果描述在图3中。



资料来源：根据《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》的原始数据计算而得。

图3 中国基础设施水平的变动模式（指数，1981—2003）

其次，为了观察基础设施存量水平在地区之间的变动差异，我们需要把本文定义的基础设施的所有指标信息都用加以利用来测算基础设施的存量值。但是因为这些指标有不同的单位，不能简单加总，我们在这里采用了“主成分分析法”（PCA）来克服这个加总的问题。首先我们认为各种指标 X_1, …, X_P 的线性组合 F 是能反映总体情况的综合指标，但线性组合有无穷多组，而如果我们使该组合的方差 Var(F)最大，线性组合 F 就会包含变量 X_1, …, X_P 最多的信息。对于基础设施存量而言，也就是要找到能够最大程度上反映其总体模式的线性组合。这样得到的 F 我们记为 F_1，然后我们再找 F_2, F_1 与 F_2 无关，以此类推，直到我们找到了一组综合变量 F_1, F_2, …, F_m，其由大到小的特征值 λ_1, …, λ_m 占所有特征值之和 $\sum_{i=1}^{P}\lambda_i$ 的累计百分比大于或等于95%。因为特征值占所有特征值之

和的比重代表了解释整体指标的程度，所以累计百分比大等于95%表示这组综合变量 $F_1, F_2, \cdots, F_m$ 基本包含了原来变量的所有信息，我们称 F_1 为第一主成分，F_2 为第二主成分，…，F_m 为第 m 主成分。[①]把相应的特征值做权重，我们得到 $E = \sum_{i=1}^{m} \lambda_i F_i$，这就是基础设施存量的主成分原始值。随着电信业在中国的迅速发展，我们从1995年开始逐步加入了反映移动通信和网络基础设施的指标，因此不同年份的主成分分析有不同的特征值向量和综合变量，其结果无法直接比较。现有不少文献用评分法进行跨期比较，如鲁明泓(2002)、杨永恒(2005)。[②]但我们在这里把各省原始值相加，把它当成占全国基础设施存量的原始值，然后计算各省原始值占全国原始值的比重，我们称为权重法。我们之所以采用权重法，是因为评分法无法反映出最高省份的基础设施存量的跨期变化，因为评分法让它的各年分值都是100，而权重法则可以反映跨期变化。另外，权重法也可以和评分法有几乎一致的省际比较。[③]在图4中，我们计算了1985年、1988年、1990年、1993年、1995年、1998年、2001年、2003年各年的主成分分析结果，并对东中西三个地区做了比较。

从图4可以看出，东部基础设施存量至20世纪90年代中期呈现不断上升的趋势，之后在高位徘徊。西部在90年代中期前基础设施存量所占比重一直下降，之后略有上升。而中部所占份额基本的趋势是温和但持续的下降。接下来我们再来分析具体省份的变化。如表2所示，从1988年到2003年，基础设施存量水平在全国所占比重增加的省份按增加大小依次有北京、广东、天津、浙江、福建、海南、辽宁、上海以及西部地区的宁夏、青海和新疆，东部的江苏和山

① 数学步骤为：$X = (x_1, \cdots, x_p)$，设 $F = a_1x_1 + \cdots + a_px_p = a'X$，找到系数 $a(aa' = 1)$，使 $\mathrm{var}(F)$ 最大，即 $\mathrm{var}(F) = \mathrm{var}(a'X) = a'\mathrm{var}(X)a = a'\sum a$ 最大。设 $\sum$ 的特征根为 $\lambda_1 \geqslant \lambda_2 \geqslant \cdots \geqslant \lambda_p > 0$，对应的标准正交基为 $u_1, u_2, \cdots, u_p$。则 $\mathrm{var}(F) = \lambda_1$，$a = u_1$，记 $F_1 = u'_1x$，F_2 与 F_1 无关，$F_2 = u'_2x$，依此类推。

② 评分法的原理是，将每年的原始最高值定为100分，最低为0分，其他按(原始分值－最低值)×100/(最高值－最低值)来计算得分。

③ 权重法也有个缺点，如果原始值为负值，则权重法不适用。采用评分法的话，两个省之间的相对值为(原始分值 i－最低值)/(原始分值 j－最低值)，而采用权重法则为原始分值 i/原始分值 j。一般而言，最低值/原始值 i 或 j 越小，两种方法的结果约趋于一致。在我们的数据中，宁夏为原始值最小的省份，而几乎所有省份的原始值都是其5倍以上

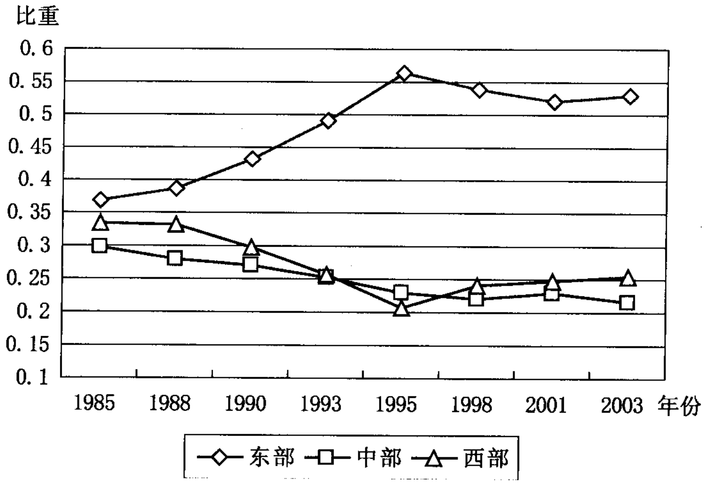


图 4　改革以来中国基础设施存量水平的地区差异

东的比重几乎没变化(虽然在 1988 年到 1998 年间的比重有一定程度的提高)。

表 2　中国各省市基础设施存量占全国的比重及排名(PCA 方法)

省　市	1988 年		1993 年		1998 年		2003 年	
	比重	排名	比重	排名	比重	排名	比重	排名
北　京	1.42%	25	2.26%	23	2.87%	16	4.73%	6
天　津	1.04%	26	1.09%	27	1.50%	24	1.39%	26
河　北	3.57%	12	3.75%	12	3.31%	12	2.78%	17
山　西	2.92%	20	2.49%	20	2.45%	21	2.31%	21
内蒙古	3.46%	14	2.62%	19	2.12%	23	1.91%	23
辽　宁	3.31%	18	4.75%	6	5.18%	5	3.94%	7
吉　林	2.70%	22	2.40%	21	2.67%	18	1.83%	24
黑龙江	3.67%	9	3.84%	10	3.07%	14	2.81%	16
上　海	3.45%	16	3.81%	11	3.67%	10	3.55%	10
江　苏	5.86%	2	6.41%	3	6.19%	4	5.81%	3
浙　江	3.58%	11	4.36%	7	4.92%	6	5.24%	4
安　徽	3.57%	12	3.19%	15	2.52%	19	3.51%	11
福　建	2.72%	21	3.74%	13	4.29%	7	3.71%	8
江　西	3.45%	16	2.74%	18	2.49%	20	2.95%	14

（续表）

省　市	1988 年		1993 年		1998 年		2003 年	
	比重	排名	比重	排名	比重	排名	比重	排名
山　东	5.08%	5	5.73%	4	6.26%	3	4.89%	5
河　南	3.72%	8	3.95%	9	3.91%	8	3.59%	9
湖　北	4.98%	6	4.34%	8	3.48%	11	3.05%	13
湖　南	5.83%	3	4.84%	5	3.90%	9	3.49%	12
广　东	5.13%	4	8.93%	1	12.16%	1	14.12%	1
广　西	3.46%	14	2.77%	17	2.90%	15	2.73%	18
海　南	0.71%	27	1.66%	26	1.07%	27	0.85%	27
四　川	9.60%	1	6.90%	2	6.53%	2	7.47%	2
贵　州	2.45%	23	1.81%	25	1.45%	25	2.08%	22
云　南	4.51%	7	3.48%	14	3.27%	13	2.91%	15
陕　西	3.62%	10	3.03%	16	2.35%	22	2.73%	19
甘　肃	2.95%	19	2.39%	22	1.40%	26	1.68%	25
青　海	0.66%	28	0.50%	28	0.65%	28	0.73%	28
宁　夏	0.39%	29	0.35%	29	0.60%	29	0.54%	29
新　疆	2.19%	24	1.87%	24	2.83%	17	2.68%	20

对各省基础设施存量占全国比重进行排名可以更清楚地观察到变化的模式。我们发现，在 1988 年，传统的人口和面积大省排名居前，四川省排第一位，[1]边疆省份也排名比较靠前（如云南、黑龙江）。从 20 世纪 90 年代初开始，沿海省份基础设施增长加快，广东省一举成为比重最大的省份。各省市排名的格局大致在 90 年代初之后逐步形成。

根据表 2 的排名和比重值，我们把中国各省基础设施的变动模式分为以下几种组类：1. 上升组类。如北京、辽宁、上海、浙江、福建、广东、天津。这些地方都是沿海地区。从 1990 年代初开始，由于开放政策等因素，地方政府大力改善了基础设施，使得这些地区超越了许多原来排名靠前的省份。2. 下降组类。如河北、山西、内蒙

---

① 由于 1997 年重庆才为直辖市，之前的四川省存量包括重庆市，为了数据口径的一致和便于比较，我们把 1997 年之后的重庆并入四川省。

古、吉林、黑龙江、湖北、湖南、云南、海南。这些大多是中部和东北省份。也许这些地方的政府缺少向东部那样大力改善基础设施的动力与激励。这只是猜测，是否如此，需要我们在后文将专门研究。而海南在1990年代中期房地产泡沫和投资热潮消退后，基础设施相比其他沿海省份改善得相对滞后了。3. 稳定组类。比重和排名基本上没有很大变化。这包括江苏、河南、广西、宁夏。4. 先下降后上升组类。安徽、江西、四川、贵州、陕西、甘肃、新疆、青海。可以看出，大多数西部省份呈现先下降后上升的趋势，直接的原因应该是中央政府在1998年提出了“西部大开发战略”，并对西部基础设施投资给予了资金上更多的优惠条件和直接投资，导致西部省份基础设施投资的加速形成，显著改善了当地的基础设施水平。

五、标尺竞争、政府治理与基础设施投资的决定

（一）解释的理论依据

从上一部分我们提供的对中国基础设施水平变化的基本描述中可以发现，第一，中国的基础设施的建设水平在改革开放之后经历了显著的加速增长。第二，基础设施存量的水平在以东、中、西为划分的地区之间存在着相对比重的显著差别。这反映了影响基础设施投资的主要因素在不同时间对不同地区发生的影响变化。从表2可以看出，东部地区的大部分省市在上世纪90年代之后基础设施的增长加快了，其相对排名迅速上升。当然，即使是相对排名不变或者下降的省份，其基础设施的绝对水平也是持续改善的。

毫无疑问，要更好地理解中国基础设施水平的增长和变化模式，我们必须考虑20年来中国政府间管理体制的变化以及由此改变的地方政府官员面临的激励约束和行为模型的变化。本文的第四节为我们提供了一个更好地理解这种激励体制变化的基本制度框架。在那里我们强调指出，为了更有效地驱动地方政府的投资行为和“标尺竞争”，中国在保留了高度集中的政治管理体制的条件下加

快了财政分权和地方政府治理水平的改善进程。因此，可以说，财政分权以来地方政府持续改善当地基础设施和城市建设的激励是由地方政府"为增长而竞争"的独特分权体制激励内生出来的。根据现有的相关文献和我们在第四节对分权体制变革特征的基本分析，我们在本文强调影响基础设施投资的三个关键解释变量：

1. 地方政府开展"标尺竞争"的主要途径是开放和吸引外商直接投资(FDI)，而提供和改善当地的基础设施是地方政府"招商引资"的竞争手段。在已有的研究文献发现，通过越权减免税和提供优良的基础设施以招商引资（主要是FDI）是地方政府间竞争的主要途径和策略（张军，2006b）。傅勇、张晏(2007)最近对中国财政分权体制下地方政府的支出结构的经验研究也发现，由于地方政府为经济增长而相互竞争，过多的财政预算支出放在了基本建设上而不是教育、卫生和其他社会服务项目上。

在本文，我们使用地方实际利用的FDI多少来间接衡量政府间的"标尺竞争"的程度。这是因为地方政府的标尺竞争集中体现在吸引外资的主导战略上。当然，税收竞争也是地方政府在吸引外商直接投资上的竞争手段。有的研究就是用税收竞争来刻画地方政府在竞争上的努力程度，这是因为，通过越权减免税和提供优良的基础设施招商引资（主要是FDI）是地方政府间竞争的主要途径（张军，2006b）。用各地区对外商投资企业的相对税率作为竞争的代理变量。众所周知，外商投资企业长期以来享受着超国民待遇，所负担的实际税率与名义税率差别很大。但是因为数据上的种种残缺，[①]我们在这里主要用各省实际吸收的FDI作为度量地方竞争力度的代理变量。

2. 政府的治理转型。"好的政府"在当地提供良好的社会和市场秩序，有助于当地私人和外资企业的成长和经济的发展，而后者增加对基础设施等公共品的需求，而"好的政府"会对这种需求做出

① 我们注意到，在现有的文献里，傅勇、张晏(2007)仅用了1994年之后的这一数据。事实上，提供其原始数据的《中国税务年鉴》是从1992年才开始记录这些数据的。因此我们无法获得1988年以后外商投资企业的实际赋税水平的省级数据。

敏感的反应。在已有的文献里，对政府治理水平的度量通常都把基础设施和其他公共服务的供给水平以及对腐败的治理（如反腐败）作为衡量政府治理水平好坏的一个指标。这并不是偶然的。政府的治理水平或者政府的质量自然影响着政府公共支出的结构和提供公共品的效率。

我们承认，衡量政府治理水平或政府质量的指标非常复杂。在现有的研究文献上，PLSV①（La Porta et al., 1999）是较早度量政府治理的经济学家。但是在跨国研究中，大部分对政府治理水平的度量是用了复杂的指标体系。例如，PLSV 发展了以下五组指标。世界银行研究院（World Bank Institute, WBI）的国际项目主任丹尼尔·卡夫曼领导的一个研究小组在所发布的全球的政府治理报告中度量政府治理时所使用的变量达数百个。这些度量指标都包含了政府提供的公共品的质量和基础设施的水平等。这是典型地用政府治理的结果反过来度量政府作为的做法。这样的度量服务于特定的研究目的。它假设所谓“好的政府”就是更清廉的、不被私人部门俘获的、能提供更好的公共服务和基础设施的政府以及能克服官僚主义或办事效率更高的政府。我们当然可以用许多“好”的指标来度量“好的政府”。这么做的一个潜在的问题是，这些被选择用来度量政府治理水平的诸多指标之间可能存在着因果关系。比如，一个政府是否更愿意投资于基础设施投资，就可能受到政府的官员是否有更明确的仕途目标（或者政绩观）的影响，也会受到腐败的机会以及政府治理腐败的决心与承诺大小的影响。因此，我们关心的问题是，假如一个政府比另一个政府在职能和治理上更有效率，或者一个政府比另一个政府更廉洁，那么这是否意味着前者将比后者更可能投资于基础设施呢？至少对于基础设施投资而言，对前一问题的回答也许是肯定的，但对后一问题的回答则并不肯定。这就牵涉到官员的腐败机会到底如何影响对基础设施投资的问题。我们

① 指的是四位联袂发表一系列重要论文的经济学家：R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer 和 R. Vishny。

对两种效应尝试了分离。一方面,政府效率的提高应当会促进基础设施投资,另一方面,反腐败力度的加强会抑制一些有更多腐败机会的基础设施投资。当然,政府治理的改善也能在一定程度上起到反腐败的效果,但在计量方程中,这就是所谓的多重共线性问题。这需要我们在计量中加以考虑和控制。

3. 官员腐败的机会。在前面我们对现有研究文献所做的评述中提到,经验表明,政府官员"腐败"或者"设租"的机会大小在政府提供的公共品当中是不同的。在公共部门,相对投资于人力资本(如基础教育、公共卫生等)或者其他社会公共服务,在物质基础设施和城市建设上的投资活动更容易给潜在的竞标人创造"寻租"和政府官员腐败的机会。值得指出的是,官员的腐败或者政府官员的受贿行为并不一定与政府的作为相悖。我们不能排除这样的可能性,即地方政府在考虑公共支出时也可能会将贿赂的机会考虑在内。很明显,相对于教育、医疗等支出而言,政府进行基础设施投资更有可能获得额外的个人好处。因而,政府对基础设施投资的支出决策往往会与腐败的发生频率更多地联系在一起。Mauro(1998)对其他国家的经验实证研究也发现,腐败对政府用于教育支出的比重有显著为负的影响。他发现,由于从不同支出中获取贿赂的难易程度不同,腐败能够显著地降低政府公共支出中用于教育的比重,原因是教育支出并不像其他的领域那样容易滋生腐败。同时 Mauro 也发现,腐败程度越高,政府支出在交通等基本建设投资上的比重越大。

Tanzi 和 Davoodi(1997)也认为,经济学家通常支持政府进行公共投资以促进经济增长,政府官员却可能出于不同的目的。实际上,严重的腐败经常与大型项目的投资相联系。政府官员对于新建道路、桥梁、港口这些容易识别的基础设施投资有很高的积极性,并倾向于人为扩大这些项目的规模、增加其复杂程度;却对于运营和维护那些先期建设的设施并不愿意作合理规模的投入,因为由此获得的政绩并不显眼。运用类似 Mauro 的腐败指标,Tanzi 和 Davoodi 的跨国研究发现,腐败的程度越高,政府公共投资的规模越大,但是

基础设施的质量和运营和维护的支出越小。这项研究相当有力地揭示了腐败在基础设施投资中所起到的扭曲作用。

（二）计量模型、变量说明与结果报告

计量模型的设定重点是为了检验地方政府为吸引外商直接投资(FDI)而展开的竞争、地方政府的治理改善(如提高政府的职业化水平、治理腐败)以及官员腐败的机会对基础设施投资的影响。正如 Rauch(1995)指出的那样,基础设施的投资有显著的长期特征,它的工程周期至少有计划准备期和建设期两部分,通常情况下都超过一年。基础设施投资的持续性使得政府很难在未完成旧工程之前开始新工程。处理这种持续性的计量方法是在方程中加入基础设施投资的滞后项作为解释变量。考虑到这个特征,这里我们参考 Rauch 的标准模型,把基本的计量方程设定如下:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha_0 y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

y 是人均实际基础设施投资的对数值,两期对数值相减,等式的左边就代表人均实际基础设施投资的增长率。X 代表除了 y 的滞后值以外的其它解释变量集,η 是省别效应,ε 是误差项,下标 i 和 t 各自代表省份和时间。对(1)式进行差分,从而消除省别效应,我们就得到:

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) - (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) = \alpha_0(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta'(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \tag{2}$$

在(2)式中,我们需要控制滞后的人均基础设施投资变量潜在的内生性问题,固定效应估计和随机效应估计在此时得出的结果都会是有偏的,因为滞后解释变量($y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$)会与误差项($\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$)相关。另外,我们所关注的"外商直接投资"(FDI)等解释变量也可能是内生的,这些都需要我们利用工具变量用进行处理。基于对这些问题的考虑,我们在本文采用 GMM(广义矩)方法,该方法可以比较好地克服上述问题。本文我们运用了两种 GMM 面板估计,分别为差分 GMM 估计和系统 GMM 估计,它们都是用解释变量的滞后期观测值作为工具变量。

差分 GMM 估计由 Arellano 和 Bond(1991)提出，在经济增长的研究中被广泛地使用，如 Easterly 和 Levine(1997)。它先对回归方程进行差分(即我们的等式(2))，消除由于未观测到的省别效应造成的遗漏变量偏误，然后对右端的变量(原回归式的差分值)进行工具替代以消除由于联立偏误造成的潜在的参数不一致性。但是，滞后期的水平变量做差分变量的工具变量可能不是很有效(如果两者相关性不大或者差分变量值接近于 0)，这就导致了弱工具变量问题，会造成有限样本的偏误、系数很不精确甚至影响渐近性。Bond(2002)用蒙特卡罗模拟显示，在中小样本中，差分 GMM 估计带来的工具变量的弱性质会产生有偏的系数。[①]因此，我们在这里也同时使用了系统 GMM 估计。根据 Arellano 和 Bover(1995)以及 Blundell 和 Bond(1998)，使用系统 GMM 估计可以增强差分估计中的工具变量的有效性，通过增加原始水平值的回归方程(即式(1))来弥补仅仅使用回归差分方程的不足和解决弱工具变量问题。

系统 GMM 相对于差分 GMM 估计在有效性和一致性上都有了很大的改进，所以我们认为系统 GMM 进行估计结果应当是最优。另外，Bond(2002)认为，GMM 估计的一致性取决于工具变量的有效性，两个识别检验是必要的。第一，Sargan 过度识别检验，它检验工具变量的有效性；第二，差分误差项序列相关检验，是否一阶序列相关，而二阶序列不相关。

计量模型的数据为面板数据，大部分数据来自复旦大学中国经济研究中心数据库。我们的数据涵盖中国 29 个省(西藏和重庆除外)，时间跨度为 1988—2001 年。我们的被解释变量是人均基础设施投资增长率。基础设施投资所选取的指标为电力、煤气及水的生产和供应业；交通运输仓储和邮电业；水利、环境和公共设施管理业的基本建设投资。其中水利、环境和公共设施管理业在 2002 年以前的统计指标为地质勘探和水利管理。Prud'homme(2004)以提供的

① 在他的文章中，他对 100、250、500 三种观测数量进行了蒙特卡罗模拟，结论显示 100 和 250 的观测值在差分 GMM 情形下会造成有偏，而我们样本的观测数在差分 GMM 情况下为 281，系统 GMM 为341。

服务的种类划分的基础设施包括交通、供水、水处理、灌溉、垃圾处理、供热、电信服务和能源，我们选取的这三个基础设施投资指标能涵盖这些方面。数据均来自《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》，并经过各地区固定资产投资价格指数平减处理。由于统计年鉴中只有 1991 年以后的指数，因此我们使用的是张军等(2004)计算的分省固定资产投资的价格指数。

基于我们在本文的讨论，我们选取了以下出现在 X 中的主要解释变量：人均基础设施投资期初值(loginfinvpc _ 1)、人均外商直接投资(logrfdipc)、政府治理水平(用公职人员平均的行政管理费支出 logdmexpp 代理)、官员腐败的指标(anticorrpp)以及人均城乡储蓄存款(loglocalsavpc)和人均实际 GDP(logrgdppc)，log 表示进行了对数化处理，pc 表示人均化处理。其中关键的解释变量包括：人均外商直接投资；地方政府的治理水平以及官员腐败的机会。

关于人均外商直接投资，我们先用各年人民币对美元的平均汇价(中间价)进行折算，再用美国 GDP 平减指数作为价格指数。相似的处理方法有魏后凯(2002)。如前文所说，吸引外商直接投资(FDI)是地方政府竞争的主导策略。地方政府改善基础设施条件的重要激励是为了更好地吸引外资落户。外资的落户又对地方的基础设施产生更多的需求。外商直接投资与基础设施的这种双向影响关系在许多研究中多有阐述，是影响基础设施投资的重要因素。在图 5 中，我们基于 29 个省(重庆和西藏除外)1988—2001 年的面板数据进行的简单统计分析也能发现，一个地方的人均实际 FDI 的水平(logrfdipc)与该地区人均基础设施的投资水平(loginfinvpc)之间存在显著的正向关系。

关于地方政府的治理水平以及官员腐败的机会我们需要做些说明。由于数据的可得性约束，我们对这两个变量的选取不得不做一定的妥协。在这种情况下，我们从现有的统计资料中择取了地方政府的行政管理费支出并把它单位化(即除以公职人员的数量)来衡量地方政府治理的水平，因为我们认为行政管理支出的增长大体反映了政府机构和职能部门的发展与治理能力的改善。的确，

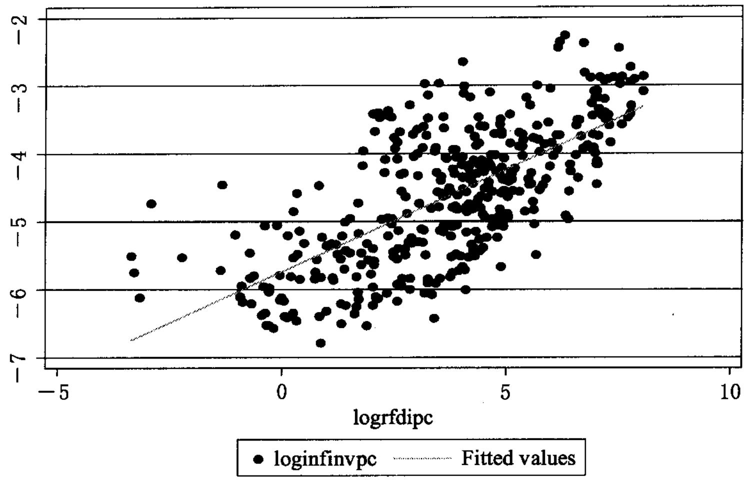


图 5　人均实际基础设施投资与人均实际 FDI 的相关性
(对数值,29 个省的面板)

如图 6 所示,我们发现,建立在 29 个省 1988—2001 年的面板数据的基础上,公职人员平均的行政管理费支出(logdmexpp)与人均实际基础设施投资之间(loginfinvpc)有着高度的正相关关系。

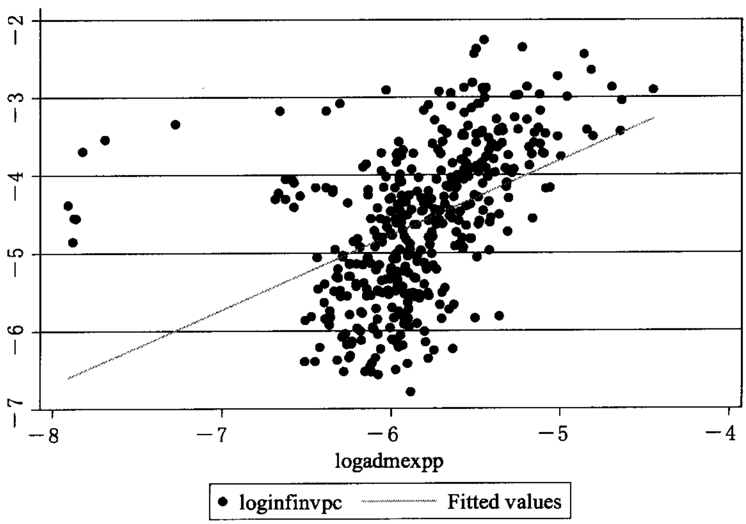


图 6　人均实际基础设施投资与公职人员人均行政管理费支出的相关性(对数值,29 个省的面板)

另外,因为数据的可得性问题,我们也难以获得关于按地方划分的官员腐败的数量或比重的数据。虽然"清廉国际"(IT)提供了度量中国的"清廉指数",但迄今为止尚未在文献里出现过对中国地方政府治理水平的系统研究和度量,更没有合成为面板数据的任何可能性。但是,我们有幸发现了一些资料,从中可以获得各地方政府官员贪污贿赂案件立案数的时序数据。

具体而言,我们用单位公职人员的行政管理费支出来度量政府治理水平。但行政管理费用不包括公安检察司法支出,这是因为公检法支出对基础设施投资的影响不容易确定,一方面它与反腐败密切关联从而存在抑制效应,另一方面它又必然对政府治理水平的改善有正的效应。在计量上把它排除在外也有利于降低多重共线性问题。因此我们在这里的行政管理费支出不包括公检法支出是合理的。数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》和《中国财政年鉴》,[①]公职人员数量来自《中国统计年鉴》,我们用了中国 GDP 平减指数来消除价格趋势。Rauch(1995)曾使用在多大程度上采用公务员制度(提高了政府职业化水平)的数据来度量政府治理对基础设施投资的影响,得出了显著的结论。

而关于官员腐败的指标,我们在现有的统计资料中没有办法获得官员腐败的分省面板数据,可是我们获得了地方政府官员贪污贿赂案件立案数的分省数据。但是根据我们前面的讨论可知,如果官员的腐败机会对基础设施投资可能有正面的影响的话,那么,政府治理腐败的诚意和力度自然有助于减少官员腐败发生的概率,因为反腐败的惩治措施提高了官员腐败的成本。因此,对于基础设施投资的激励来说,腐败的影响就可以从反腐败的影响中间接识别出来。考虑到中国的地方政府在治理腐败的力度上存在的差异,我们期望这种差异会影响地方基础设施投资在增长上的差异。

我们用"每万公职人员贪污贿赂案件立案数"来度量各省的反

---

① 事实上,《新中国五十年统计资料汇编》提供的行政管理费用中也不包括公检法支出,甚至无公检法支出的纪录。《中国财政年鉴》则把两者分列统计,但仅仅统计了 1992 年以后的数据。因此,数据上缺失较多也使得我们无法在行政管理费支出中涵盖公检法支出。

腐败力度。是否较高水平的人均立案数代表反腐败力度越大抑或是该地区腐败程度越高呢？我们认为是前者。谢平、陆磊（2005）一书中发表的中国金融腐败指数，该指数显示：各地区高低顺序为：西部（5.85）、华南（5.79）、华北（5.74）、华中（5.32）、华东（5.00）、东北（4.45）。这个结论和我们对数据的解读很吻合，例如，根据我们的数据，华南的"广东海南广西"三省人均立案数较低，反腐败力度应该理解为较小，与谢平、陆磊（2005）度量的华南金融腐败程度较高的结论比较吻合。华东和东北人均立案数最高，对应的金融腐败程度也较低。另外，"清廉国际"（IT）关于中国1988—1992年之间的清廉指数比1992年以后要高，说明这段时期反腐败力度较大，而我们的数据也显示，这段时期全国各省人均立案数在各年中最高。[1]因此，我们可以认为，人均立案数可以部分地表征地方政府对官员腐败的治理力度。

对于该数据我们还要做以下的说明：首先，"贪污贿赂案件立案数"数据来自《中国检察年鉴》（1989—2003年）中的分省《人民检察院年度工作报告》。"公职人员数量"来自《中国统计年鉴》各年中"分行业职工数"项。两种相除即得"每万公职人员贪污贿赂案件立案数"。其次，1997年分省《人民检察院年度工作报告》大多省份只报告五年（1993—1997年）的经济案件总的立案数，虽然我们有五年中前四年的数据，但倒推后得到的数据与前四年数据相比差异较大，使得倒推得出的1997年数据不可信赖，因此我们的数据中未包括该年数据。最后，某些省在有些年份仅提供总经济案件立案数，而没有具体的贪污贿赂案件数。这时假设在相近年份贪污贿赂案件数占总经济案件立案的比重基本保持不变，这时我们可以用当年总的经济案件立案总量乘以相近年份贪污贿赂案件数占总经济案件立案的比重来推算出当年的贪污贿赂案件数。在总的观测值中，按此方法推算出来的观测值只占15%。

① 1992年之后，中国的清廉指数出现下降的趋势，而1992年之后的时期中国基础设施的投资开始了加速增长。看起来两者之间的关系并不是偶然的。

除了以上三个关键的解释变量之外，我们还在回归中置入了其他一些变量。如人均基础设施投资期初值、人均城乡储蓄存款和人均实际 GDP。人均基础设施投资期初值是上一年的基础设施投资额。该变量考察是否存在落后地区对发达地区在基础设施上投资上的追赶效应。放入人均城乡储蓄存款是为了考察各省拥有的金融资源是否对基础设施投资有显著的影响。数据均来自《中国统计年鉴》。我们用了中国 GDP 平减指数来消除价格趋势。而人均实际 GDP 度量人均收入，为了检验是否基础设施投资存在收入效应（收入低的地方受到更多的国家转移支付，从而有更多的投资），曾经运用该指标的研究有 Kemmerling 和 Stephan（2002）。我们同样使用了中国的 GDP 平减指数来消除人均 GDP 中的价格趋势。

最后，在回归中我们还加入了四个年份虚拟变量（*Dummy* 89、*Dummy* 90、*Dummy* 93、*Dummy* 94）。这些变量分别在当年取值为 1，其他年份取值为 0。*Dummy* 89、*Dummy* 90 用来控制 1989 年上半年的政治风波对于基础设施投资的负面作用。*Dummy* 93 用来考察 1993 年的经济过热是否带来了更高速度的基础设施投资。考虑到基础设施投资过热的时滞效应，我们也加入了 *Dummy* 94。[①]同时加入的还有 *Dummy* 99，这个变量在 1999 年之前取 1，之后年份取 0，因为该年是西部大开发开始的第一年，也是东亚金融危机之后对中国产生滞后影响的时期，看看对基础设施投资是否有正的还是负的冲击效应。

估计结果报告在表 3 中。第 1 列包括所有的解释变量的系统 GMM 估计，人均实际 GDP 和人均城乡储蓄两个变量都不显著。[②]在第 2 列中，我们除去了不显著的变量重新进行系统 GMM 估计。第 3 列为差分 GMM 估计，第 4 列为工具变量随机效应估计。从估计结果中可以看出，各种估计方法的系数符号都是一致的，这很符合我们的理论解释。但最优的估计方法显然是系统 GMM 方法，它

---

① 从统计上看，全国总量水平的基本建设投资的增长率在 1993 年和 1994 年达到了顶峰，分别为 53.2% 和 39.5%，1995 年才回落到低于 15% 的水平。

② 我们用了两个变量中的任何一个放入方程中，发现系数仍然不显著，且不改变其他变量的结果。

得出的结果最优,核心变量系数均显著,且通过了 Sargan 检验和差分方程中的误差项本身一阶序列相关,二阶序列不相关的原假设。差分 GMM 方法在反腐败这个指标上不显著,这是因为前面所述的原因,反腐败指标变化程度小,滞后变量做差分变量的工具变量不是很有效;更为致命的是,Sargan 检验不能通过,这说明它拒绝了工具变量与误差项不相关的原假设,没有很好的解决内生性问题。IVRE 方法在人均行政费支出变量上不显著,且反腐败指标没有系统 GMM 方法显著。这些说明了我们采用的系统 GMM 估计方法较好的解决了内生性问题和估计的有效性问题。下面我们就根据第 2 列的回归结果做几点解释。

表 3　估计基础设施投资的决定因素(被解释变量:基础设施投资增长率)

	(1) SYS-GMM	(2) SYS-GMM	(3) DIF-GMM(2)	(4) IVRE(3)
基础设施投资期初值对数/loginfinvpc _ 1	-0.140***	-0.119***	-0.465***	-0.107***
	0.0394(1)	0.0304	0.0649	0.0380
人均外商直接投资对数/logrfdipc	0.0349**	0.0395***	0.0996***	0.0372**
	0.0161	0.0124	0.0241	0.0167
单位公职人员行政费支出对数/logdmexpp	0.100**	0.0932*	0.304**	0.0649
	0.052	0.0496(4)	0.104	0.0576
单位公职人员贪污贿赂立案数/anticorrp	-0.0027**	-0.003***	-0.0008	-0.0032**
	0.0013	0.0012	0.0019	0.0014
人均实际 GDP 对数/logrgdppc	-0.0580			
	0.100			
人均城乡储蓄/loglocalsavpc	0.0831			
	0.0794			
Dummy 1989	-0.0181	-0.0323	-0.0567	
	0.0837	0.0826	0.0873	
Dummy 1990	0.0081	0.0072	-0.0203	0.0064
	0.0786	0.0786	0.0796	0.0850
Dummy 1993	0.164**	0.157**	0.0906	0.163**
	0.0711	0.0709	0.0647	0.0742

（续表）

	(1) SYS-GMM	(2) SYS-GMM	(3) DIF-GMM[(2)]	(4) IVRE[(3)]
Dummy 1994	0.124* 0.0710	0.119* 0.0704	0.0921 0.0644	0.125* 0.0735
Dummy 1999	-0.0693 0.0597	-0.0562 0.0582	-0.147** 0.0699	-0.0509 0.0628
常数项	0.318 0.709	0.128 0.328		0.0341* 0.388
Sargan 检验值	0.175	0.194	0.000	
差分误差项 $\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1}$的				
一阶序列相关检验	0.000	0.000	0.000	
二阶序列相关检验	0.989	0.972	0.902	
观测值	341	341	281	310

注:(1)系数下方的值是标准差,*** 表示在1%的水平上显著,** 表示在5%的水平上显著,* 表示在10%的水平上显著。(2)在GMM估计中,我们仅指定单位公职人员贪污贿赂立案数和虚拟变量为外生变量,其他变量我们均考虑作为内生变量以控制内生性问题。(3)Hausman 检验 P 值为0.11,没有拒绝 IVFE 与 IVRE 的系数没有系统性差异的原假设,所以我们采纳 IVRE,报告其结果。这里对基础设施投资、外商直接投资和行政管理费支出的滞后一期做工具变量。(4)单位公职人员贪污贿赂立案数的 P 值,在第1列中为0.046,在第2列中为0.06,差异很小。

首先,基础设施投资具有显著的追赶效应(catch-up effect),四种估计方法都在1%的显著水平上显示了这一点。原来基础设施投资较少的地区(西部、中部)投资增长率超过了东部。这意味着中西部的地方政府很重视基础设施投资,这也从另一个角度说明西部大开发等措施是有效的。

第二,外商直接投资对基础设施投资的拉动是显著为正的,确实验证了我们的现象观察和理论假说,现有的基础设施能一定程度上吸引外商直接投资企业,而外商投资企业进入后,他们对政府的基础设施建设作为是否继续追加投资的重要考虑因素之一,这就促使投资地政府履行承诺不断地改善当地的基础设施,以便留住原有的企业和进

一步吸引更多外资企业进入，这是一种互相推动的良性循环。

第三，我们发现，公职人员的人均行政费用支出显著正向地影响了对基础设施的投资。Evans(1992)认为政府机构的职业化水平是一国成为“发展型”政府的必要条件。Rauch 和 Evans(2000)指出引入公务员制度、提高公务员工资、内部提升都是提高政府职业化水平和政府效率的方式。公职人员行政费用支出的上升增加了公务员工资和福利，并在一定程度上提高了政府的职业化水平，“发展型”政府乐意于建设更多的基础设施促进经济增长。

第四，反腐败指标很有意思地对基础设施投资的影响为负，这说明反腐败力度的提高，在边际上会减少对基础设施的投资。Tanzi 和 Davoodi(1998)跨国实证研究表明腐败对基础设施投资有正的影响，并解释为基础设施投资很容易被有寻租权力的官员操控。Mauro(1998)也开篇指出：政府官员会对容易获取贿赂的公共投资项目支出更多，并认为基础设施投资比教育等公共支出更容易寻租。Tanzi 和 Davoodi(1998)进一步分析认为，腐败会减少对原有基础设施的维护费用，并且会使得基础设施投资的质量下降，使得基础设施投资工程支出金额上升，并可能使腐败成本计入基础投资额中。因此，从这个意义上说，反腐败力度的加强也可能抑制一些腐败机会驱动的基础设施投资，总体上对基础设施也可能有正面效应。这个问题比较复杂，需要做进一步的研究。

最后，我们发现，所有虚拟变量的符号都符合我们的预期，表明这些虚拟变量能控制那些宏观波动的影响。当然，只有 1993 和 1994 年的虚拟变量在统计上是显著的，其余虚拟变量的回归系数不显著，但在系数符号上仍然符合经济逻辑。

六、结论

在经济发展的研究文献里，基础设施对经济增长的贡献一直被给予了关注。如何测度基础设施对经济增长或生产率的边际贡献一直

吸引着经济学家的眼球。但是,另一个值得关注和研究的经济学问题是,基础设施作为有显著溢出效应的公共品,什么因素决定或者影响着对它的持续投资。为什么有的政府比另外一些政府在基础设施的建设上更有作为?对这些问题的思考自然需要把我们的注意力转移到政府和政治治理方面上来。在大部分西方国家里,由于建设和更新基础设施的投资和融资涉及政府的公共财政、政府间的财政关系,涉及约束政府行为的复杂的政治体制和选民行为,因此在现有的文献里,这样的研究常常就变成了典型的实证政治经济学研究。

基于现有的研究文献,我们在本文的研究以中国的经验为案例,试图对过去20多年以来中国的物质基础设施的变化做出描述并给出解释。从现有文献上来说,中国在改革开放以来的经验在不同程度上包含着现有的发展经济学文献里所涉及的几乎所有的信息。这不仅是因为中国在20世纪80年代中就实行了政府间的财政体制的改革和放权与分权的尝试,而且也因为中国的政治模式和政府治理在这期间也发生着有趣的变革。中国有31个省级政府(下有将近3 000个县级政府),这样一个样本的规模可以让我们利用中国的数据来从事那些需要在国家间进行的研究。中国现有的统计资料和质量基本上提供了我们研究中的所需。与跨国研究相比,唯一不足的是那些涉及政府和政治的定性概念的定量化数据库的积累和建设还非常落后。这往往阻止了一些有价值的基础研究工作。

即使依然存在着数据的残缺和其他技术性的问题,但许多研究还是可以基于中国的省份数据展开。本文充分地利用了现有的数据资料,试图弥补在经济学文献里对改革开放以来中国的基础设施水平的变动及其投资决定的研究不足。我们的研究可以得出的基本结论包括:

1. 改革开放以来,尤其是20世纪90年代之后,中国的基础设施水平和对基础设施的投资模式发生了巨大的变化,地方政府在基础设施的投资上扮演着非常重要的角色。我们的研究表明,没有分权和对地方政府正确的激励,很难想象中国今天能够获得如此良好的基础设施的水平。毫无疑问,良好的基础设施支撑了中国的直接

生产性投资和经济增长。

2. 过去20年来，中国基础设施的水平表现出沿海与内地之间的显著落差，尤其是中部地区的相对“落后”地位除了90年代上半期之外，基本上没有改变的趋势。这可能是因为西部一直得到中央政府的转移支付和基本建设投资的支持，而改革开放使东部更好地进入了基础设施建设与经济增长的良性互动。但我们在研究中发现，基础设施投资具有显著的“追赶效应”。只要中西部地区的政府继续作为，这个相对差距会逐步缩小。

3. 在控制了经济发展水平、金融深化以及其他因素之后，地方政府之间在“招商引资”上的竞争和政府治理的转型是解释中国基础设施投资决定的重要因素，这意味着分权、开放、政府体制的改革与政府职业化水平的提高对政府致力于建设和改善基础设施是至关重要的。这个结论不仅符合了现有经济学文献对其他经济或跨国研究的发现，而且对于其他转型经济和发展中的经济具有参考价值。

4. 一般认为，由于基础设施投资比政府提供教育等其他社会服务可能包含着更大的官员腐败机会，所以在现有的研究文献里，政府官员的腐败程度往往与基础设施的投资表现出正相关的关系。本文的研究的确发现，我们使用的反腐败指标对基础设施投资的边际影响为负，这说明政府反腐败力度的提高，在边际上会减少对基础设施的投资，这意味着官员的腐败机会对基础设施（比如交通和城市建设）的投资增长有正面的影响。不过，考虑到反腐败也可能对提高基础设施的建设质量有正面的影响，所以这个结论的含义也许需要我们进一步斟酌和研究。

参考文献

Arellano, M. and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental Variable

Estimation of Error-Component Models", *Journal of Econometrics*, 68: 29—51.

Arellano, M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58:277—297.

Arrow, K. J. and M. Kurz, 1970, *Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy*, Johns Hopkins University Press.

Aschauer, D. A. , 1989a, "Does Public Capital Crowd out Private Capital?", *Journal of Monetary Economics*, 24:178—235.

Aschauer, D. A. , 1989b, "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23:177—200.

Aschauer, D. A. , 1989c, "Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven", *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 13:17—25.

Aschauer, D. A. , 1995, "Infrastructure and Macroeconomic Performance: Direct and Indirect Effects", in *The OECD Jobs Study: Investment, Productivity and Employment*, 85—101, OECD, Paris.

Bardhan, P. , 2006, "Awakening Giants, Feet of Clay: a Comparative Assessment of the Rise of China and India", paper presented at International Conference on the Dragon and the Elephant: China and India's Economic Reforms, July1—2, 2006, Shanghai, China.

Barro, R. J. , 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2):407—443.

Besley, T. and A. Case, 1995, "Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition", *American Economic Review*, 85: 25—45.

Blanchard, O. and A. Shleifer, 2000, "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia", Working Paper 7616, NBER.

Blundell, R. and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87:115—143.

Bond, S. , 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, 1:141—162.

Cao, Y. , Y. Qian and B. R. Weingast, 1999, "From Federalism, Chinese Style, to Privatization, Chinese Style", *Economics of Transition*, 7(1):

103—131.

Davoodi, H. and Zou H., 1998, "Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-country Study", *Journal of Urban Economics* 43:244—257.

Démurger, S., 2001, "Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?" *Journal of Comparative Economics*, 29:95—117.

Easterly, W. and R. Levine, 1997, "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions", *Quarterly Journal of Economics*, 112:1203—1250.

Evans, P. B., "The State as Problem and as Solution: Predation, Embedded Autonomy and Structural Change", in: Haggard, Stephan and Robert R. Kaufman (eds.), *The Politics of Economic Adjustment. International Constraints, Distributive Conflicts, and the State*, Princeton University Press, 1992.

Fan, S. and X. Zhang, 2004, "Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China", *China Economic Review*, 15:203—214.

Glaeser, E. L., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 2004, "Do Institutions Cause Growth?" NBER Working Paper 10568, http://www.nber.org/papers/w10568.

Haggard, Stephan, 1990, *Pathways from Periphery: The Politics of Growth in the Newly Industrializing Countries*, Ithaca: Cornell University Press.

Henisz, W. J., 2002, "The Institutional Environment of Infrastructure Investment", *Industrial and Corporate Change*, 11(2):355—389.

Justman, M., 1995, "Infrastructure, Growth and the Two Dimensions of Industrial Policy", *Review of Economic Studies*, 62(1):131—157.

Kaufmann, D., A. Kraay and M. Mastruzzi, 2005, "Governance Matters IV: Governance Indicators for 1996—2004", Working Paper Draft for comments, Washington, D. C.: World Bank.

Kemmerling, A. and A. Stephan, 2002, "The Contribution of Local Public Infrastructure to Private Productivity and Its Political Economy: Evidence from a Panel of Large German Cities", *Public Choice*, Vol. 113, No. 3—4:403—424.

La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, A. Shleifer, R. Vishny, 1999, "The Quality of Government", *Journal of Law, Economics and Organization*,

15(1):1113—1155.

Li, Hongbin and Li-An Zhou, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 89:1743—1762.

Lin, J. Y. and Z. Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change*, 49:1—22.

Mauro, P., 1998, "Corruption and the Composition of Government Expenditure", *Journal of Public Economics*, 69:263—279.

Murphy, K., A. Shleifer and R. W. Vishny, "Industrialization and the Big Push", *The Journal of Political Economy*, Vol. 97, 1989(5):1003—1026.

North, D. C. and R. P. Thomas, 1973, *The Rise of Western World: A New Economic Theory*, Cambridge University Press: Cambridge.

Oates, W. E., 1972, *Fiscal Federalism*, NY: Harcourt Brace Jovanovich.

Prud'homme R., "Infrastructure and Development", Paper prepared for the ABCDE (Annual Bank Conference on Development Economics), May 3—5, 2004.

Przeworski, A. and F. Limongi, 1993, "Political Regimes and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 7:51—69.

Qian Y. and B. Weingast, 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, 11(4):83—92.

Qian Y. and G. Roland, 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint", *American Economic Review*, 88(5):1143—1149.

Randolph, S., Z. Bogetic, and D. Hefley, 1996, "Determinants of Public Expenditure on Infrastructure Transportation and Communication", The World Bank Policy Research Working Paper: Washington D. C..

Rauch, J. E. and P. B. Evans, 2000, "Bureaucratic Structure and Bureaucratic Performance in Less Developed Countries", *Journal of Public Economics*, 75:49—71.

Rauch, J. E., 1995, "Bureaucracy, Infrastructure, and Economic Growth: Evidence from US Cities during the Progressive Era", *American Economic Review*, 85(4):968—979.

Shleifer and Vishny, 1998, *The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures*, Harvard University Press.

Shleifer, A., 1997, "Government in Transition", *European Economic Review*, *41*:*385—410*.

Tanzi, V. and H. Davoodi, 1997, "Corruption, Public Investment, and Growth," IMF Working Paper, Washington D. C..

Tanzi, V. and H. Davoodi, 1998, "Roads to Nowhere: How Corruption in Public Investment Hurts Growth", IMF Working Paper, Washington D. C..

Tiebout, C., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64 (5):416—424.

Treisman, D., 2000, "Decentralization and the Quality of Government", Working Paper, University of California, Los Angeles.

Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's republic of China", *Quarterly Journal of Economics*, 115: 1091—1135.

Zhuravskaya, E. V., 2000, "Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style", *Journal of Public Economics*, 76:337—368.

Poncet, Sandra:《中国市场正在走向"非一体化"?——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析》,《世界经济文汇》2002 年第 1 期,第 3—10 页。

陈东琪:《论政府高效行政与政府体制改革》,《财贸经济》2000 年第 3 期,第 5—12 页。

陈抗、A. Hillman 和顾清扬:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》2002 年第 2 卷第 1 期,第 111—130 页。

陈诗一、张军:"财政分权改善了中国地方政府的支出效率了吗?——来自 1978—2004 年省级证据",复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,打印稿,2006。

范九利、白暴力(2004a):《基础设施投资与中国经济增长的地区差异研究》,《人文地理》第 19 卷第 2 期,第 25—30 页。

范九利、白暴力(2004b):《基础设施资本对经济增长的影响——二级三要素 CES 生产函数法估计》,《经济论坛》第 11 期,第 10—13 页。

范九利、白暴力、潘泉:《基础设施资本与经济增长关系的研究文献综述》,《上海经济研究》2004 年第 1 期,第 36—43 页。

傅勇、张晏:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管

理世界》2007 年第 3 期,第 4—12 页。
赫希曼:《经济发展战略》(中文版),经济科学出版社 1991 年版。
胡书东:《经济发展中的中央与地方关系》,上海三联书店、上海人民出版社 2001 年版。
李伯溪、刘德顺:《中国基础设施水平与经济增长的区域比较分析》,《管理世界》1995 年第 2 期,第 106—111 页。
鲁明泓:《中国各地区投资环境评估与比较:1990—2000》,《管理世界》2002 年第 11 期,第 42—49 页。
帕金斯:《中国的经济增长》,《经济学(季刊)》2005 年第 4 卷第 4 期,第 891—912 页。
平新乔、白洁:"中国财政分权和地方公共物品的供给",《财贸经济》2006 年第 2 期,第 49—55 页。
施莱弗、维什尼:《掠夺之手》(中文版),中信出版社 2004 年版。
世界银行:《1994 年世界发展报告》(中文版),中国财政经济出版社 1995 年版。
唐建新、杨军:《基础设施与经济发展:理论与政策》,武汉大学出版社 2003 年版。
王永钦、丁菊红:"公共部门内部的激励机制:一个文献述评",复旦大学中国经济研究中心,打印稿,2006。
魏后凯:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,《经济研究》2002 年第 4 期,第 19—26 页。
魏新亚:《中国基础设施建设投资构成的地区差异》,《上海经济研究》2002 年第 12 期,第 20—25 页。
谢平、陆磊:《中国金融腐败的经济学分析》,中信出版社 2005 年版。
亚当·斯密:《国民财富的性质和原因的研究》(中文版),商务印书馆 1974 年版。
杨永恒:《基于主成分分析法的人类发展指数替代技术》,《经济研究》2005 年第 7 期,第 4—17 页。
张军(2006a):《中国的信贷增长为什么对经济增长影响不显著?》,《学术月刊》第 7 期。
张军(2006b):《印度和中国增长的政治经济学》,《北大商业评论》2006 年 5 月号总第 22 期。
张军、金煜:《中国的金融深化与生产率关联的再检测:1987—2001》,《经济研究》2005 年第 11 期。

张军、吴桂英和张吉鹏:《中国省际物质资本存量估计:1952—2000》,《经济研究》2004 年第 10 期。

张晏、夏纪军:2006,《税收竞争理论评介——兼对我国地方政府减免税竞争行为的分析》,《经济学动态》即将发表。

财政分权改善了中国地方政府的支出效率吗?

——来自 1978—2004 年的省级证据*

◆ 陈诗一 张 军

(复旦大学中国社会主义市场经济研究中心)

一、导言

中国财政体制的改革阶段大致可以描述为:1978—1993 年实行的行政分权型财政包干体制取代了 1978 年以前的中央集权型统收统支体制,1994 年之后则进一步实行了中央与地方政府的分税体制。可以说,中国的财政体制改革实际上经历的就是一个从集权到分权、从收权到放权的变化过程。在这个体制改革中,中央和地方政府的收支比重发生了有意思的变化。如图 1 所示,在分税制之后,中央的收入比重从 1993 年的 22.0% 上升到 1994 年的 55.7%,而地方财政支出的比重则在财政包干和分税制改革期间一直处于稳步

* 本研究得到教育部重点研究基地重大研究项目(批准号:05JJD790076)的资助。

上升的状态，1981 年为 45%，2004 年已高达 72.3%，表明地方政府获得了不断增强的财政支配权力。

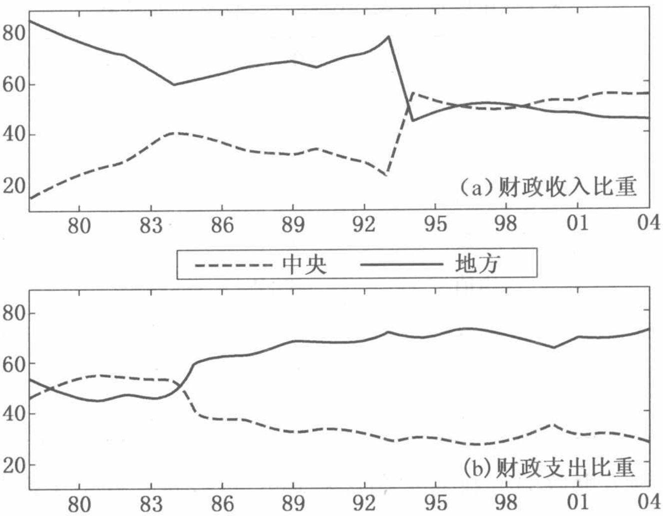


图 1　中国中央和地方财政收支比重变化（%）

但值得注意的是，在地方财政权力得到大幅度提高的同时，中国地区间的财政支出的差距却在不断扩大。这典型地反映在各地区实际可支配预算内财政资源的人均财政支出指标上。我们在表 1 中的计算表明，1988 年各地区人均预算内财政支出的变异系数为 59%，1993 年下降到 56%，1994 年上升到 68%，2004 年则高达 78%，这验证了分税制改革后地区间财政能力差距扩大的观察。有意思的是，人均财力较高以及地区内财力差异程度也较高的省份主要分布在东部地区，但是两个指标都最低的却是中部地区，而非西部地区。①人均预算内预算外总支出的数据也得出相同的结果。②这

① 本文研究中，东部地区指北京、天津、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北 10 个省市，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省份，西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏 9 个省区。考虑到时期跨度的连续性，本文的分析中没有包括海南省和重庆市，由于数据缺失等问题也没有把西藏、新疆和台湾考虑进去，因此本文的研究对象是 27 个省区市。

② 比如 1993 年和 2004 年西部地区的人均预算内和预算外总支出的平均值为 433 元和 1 711 元，高于中部地区的 371 元和 1 502 元。

种财政能力的差异不可避免会导致地方政府之间在提供公共服务能力上的显著差异。

表 1　中国地区人均预算内财政支出的差异

	特　征	1978 年	1994 年	2004 年
东部	均值	108.2	593.8	2 999.4
	变异系数(%)	75	66	75
中部	均值	63.2	268.9	1 287.9
	变异系数(%)	37	34	31
西部	均值	89.2	346.0	1 600.2
	变异系数(%)	58	35	37
全国	均值	88.5	414.9	2 025.9
	变异系数(%)	68	68	78

向地方财政的分权对中国经济增长的影响究竟是正面的还是负面的？这个问题正在受到经济学家的关注和研究。在经济学的文献里，Tiebout(1956)是第一个把竞争性市场概念引进地方政府行为分析的经济学家。他认为，地方政府之间不断增加的竞争压力会导致公共服务趋向帕累托有效供给，提高政府支出效率，削减预算赤字，防止滥用权力。Oates(1972)认为，地方政府具有信息优势，能更好的代表本地区居民的偏好，由中央向地方转移财政收入和支出权力将更有利于提高经济效率。Marlow(1988)与 Rowland(2001)也认为，地方政府在选择和运用公共资源方面积极参与，会在公共服务提供与不同居民的需求和偏好之间提供更好的匹配，这样的结果又会反过来使地方政府变得更加有效和民主。

当然，也有许多相反结论的研究。Gordon(1983)发现同级地方政府之间存在税收竞争和公共品竞争，适当的集权能够发挥中央政府的规模经济优势，避免同级财政竞争的外部性成本。Schwab 和 Oates(1991)认为地方公共服务的供给还依赖于地方居民的构成等其他的因素，地方分权并不必然导致地方政府行为的有效改善。Conyers(1990)强调，如果地方政府被少数利益集团控制，可能导

致漠视普通居民需求、高估地方公共品供给成本、滋生腐败等问题，因此会削弱财政分权的积极作用。Hayes 等（1998）认为，政府支出的无效率是利益集团私利优先的结果，他基于 Niskanen（1975）的官僚机构无效率的模型，预测出官僚无效行为的共同结果就是过度支出。Migué 和 Bélanger（1974）也认为官僚行为将导致支出超过事实上生产必要公共服务所需要的成本，这将引起无效和卸责。

在研究中国转轨经验的文献里，认为财政分权化改革促进了市场化进程和效率改善的经济学家（例如，Qian and Weingast, 1997; Qian and Roland, 1998; Cao, Qian and Weingast, 1999）在理论上把地方政府间为招商引资而竞争产生的一种纳什均衡理解为财政分权的结果。他们发现，中央政府将更多的权力转移给地方政府，产生了类似于联邦制的地区分权制度，地方政府为了引进私人资本（包括外资）发展地方经济而展开激烈的相互竞争，这会提高资金使用的成本，从而有助于预算约束的硬化。Lin 和 Liu（2000）的实证研究支持了财政分权有利于经济增长的结论。张军和金煜（2005）通过省际面板数据的研究得出，在分权的财政体系下，地方政府的财政支出显著地提高了生产率。而另外一些经济学家的研究则认为财政分权阻碍了中国的市场化进程。例如，Young（2000）与 Poncet（2002）的实证研究认为财政分权实际上导致了不断的市场分割，总体上说并不利于国内统一市场的形成和增长效率的改善。陈抗等（2002）的研究认为中国的财政分权（尤其是 1994 年的分税制）使地方政府从“援助之手”变成了“掠夺之手”。平新乔和白洁（2006）的研究则发现中国预算外收入扩大了地方政府的规模，而预算外支出的增长则导致资金的配置效率恶化。

基于上述文献中的不同观点，本文尝试回答两个问题：一是，中国的财政分权和分税制改革有没有提高地方政府的支出效率？不同地区间的支出效率有何不同？其财政支出结构和财政能力的差异对政府支出效率又有什么影响？通过把政府公共部门的行为看作一种类似生产者的行为（Bradford et al., 1969; Fisher,

1996),我们就可以利用"非参数数据包络分析"(data envelopment analysis, 简称 DEA)方法核算出中国各省级政府公共支出的相对效率,为回答第一个问题提供有力的证据。我们认为,核算政府支出效率在目前国内的相关文献中还属罕见。第二个需要研究和回答的问题是,什么因素可以解释中国地方政府支出效率的差异? 本文利用受限的 Tobit 随机效应面板模型来进行回归分析,这样的分析结果对地方政府修正和制定有效的公共政策有重要的含义。

本文的结构安排如下:第二部分介绍了本文使用的基本方法和技术;第三部分对那些利用 DEA 方法来核算政府支出效率的文献进行综述并从事我们自己对中国省级政府支出效率的核算;第四部分利用随机效应 Tobit 模型来寻找那些可能影响中国地方政府支出效率差异和变化的因素;最后一部分为本文的结论。

二、方法论

使用"非参数数据包络分析"方法对地方政府的支出效率进行量化核算是有意义的,因为核算出来的相对效率可以用来评估地方政府的支出表现和政府行为,并使不同地方政府之间的行为进行比较成为可能(Farrell, 1957);而且,如果核算结果显示某些地方政府支出不是有效率的,还可以进一步地分析其原因,这不仅对于理解地方政府的公共决策的过程是有益的,而且有助于帮助调整公共政策和提高政府的效率(Lovell, 1993, 2000; Kalirajan and Shand, 1999)。

DEA 方法首先由 Farrell(1957)提出,经 Charnes 等人(1978)的工作而得以推广。该方法利用线性规划构建有效率的凸性生产前沿,与此前沿相比可以识别低效率的决策单位(decision making unit, 简称 DMU)及其效率值大小。由于利用线性规划的运算可以避免诸如联立方程组偏差和方程设定误差等计量问题,因而受到研究者的青睐。一般而言,用 DEA 方法可以从投入的角度也可以从产出

的角度来核算技术效率①。基于前一角度的衡量用来评估为了能够得到相同的产出，应使用何种比例的投入才能做到投入最小；基于后一角度的核算则有助于发现如何使相同的投入生产出最大的产出水平。在规模报酬不变的假设下，这两种方法核算出的效率水平是完全相等的；而在可变规模报酬假设下，结果则可能不同。

本文主要基于产出角度和规模报酬可变的假定来核算 DEA 的效率得分。②假设对于 n 个 DMU 有 p 种投入和 q 种产出，对于第 i 个 DMU，x_i 和 y_i 分别为投入和产出的列向量，则 X 和 Y 分别为 $(p \times n)$ 阶的投入矩阵和 $(q \times n)$ 阶的产出矩阵，则第 i 个 DMU 的技术效率可以从如下的线性规划中获得：③

$$\mathrm{Max}_{\lambda,\,\delta_i}\delta_i$$

$$\mathrm{s.t.}\ \ -\delta_i y_i + Y\lambda \geqslant 0;\ x_i - X\lambda \geqslant 0;\ n1'\lambda = 1;\ \lambda \geqslant 0$$

在该规划中，δ_i 为标量，满足 $\delta_i \geqslant 1$，这就是我们要核算的第 i 个 DMU 的技术效率。$\delta_i > 1$，DMU 位于效率前沿内，是低效率的；而 $\delta_i = 1$ 意味着该 DMU 处于前沿之上，是有效率的。λ 是 $(n \times 1)$ 阶常数向量，是计算低效率 DMU 位置的权重，利用该权重将低效率的 DMU 映射到该生产前沿之上。$n1$ 是 n 维的单位向量，$n1'\lambda = 1$ 给生产前沿施加了凸性限制，代表了可变的规模报酬假定，去除该限制会导致可行域扩大，这将降低有效率的 DMU 的数目，剩下的有效率的 DMU 将处在规模报酬不变的前沿上。

图 2 形象地说明了 DEA 方法的基本原理。假定有 4 个决策单位 A、B、C、D，各自使用一个投入 X 生产一个产出 Y。在不变规模报酬下，最有效的单位是 B，其与原点夹角的正切值达到最大，为 Y_B/X_B，效率前沿就是直线 OO；这时点 A、C、D 是低效率的，例如，

---

① 技术效率是总体经济效率的两个组成部分之一，另外一个部分是配置效率，基本的关系一般为：经济效率 = 技术效率 × 配置效率。

② 事实上，选择使用基于产出还是基于投入的模型并不重要，因为两种方法核算出的有效率的决策单位是相同的，只有对于那些识别出的无效或低效的对象而言，其结果才可能不同。

③ 请注意，这里我们列示的仅仅是利用拉格朗日乘子从原问题推导而来的等价的对偶问题规划形式，数学推导过程可见 Charnes 等（1978）。

相对于点 B,点 D 使用了更多的投入 X_D,但是却生产出更少的产出 Y_D。事实上,为了达到有效的生产,使用 X_D 的投入应该生产出 Y_I 来。因此,我们可以用 Y_D/Y_I 来衡量 D 决策单位基于产出角度的效率得分。而在可变规模报酬下,效率前沿则穿过 A、B、C 三点,这时 D 点基于产出角度的技术效率则为 Y_D/Y_H。DEA 技术的具体细节可参见 Cooper 等(2000)编著的教科书。

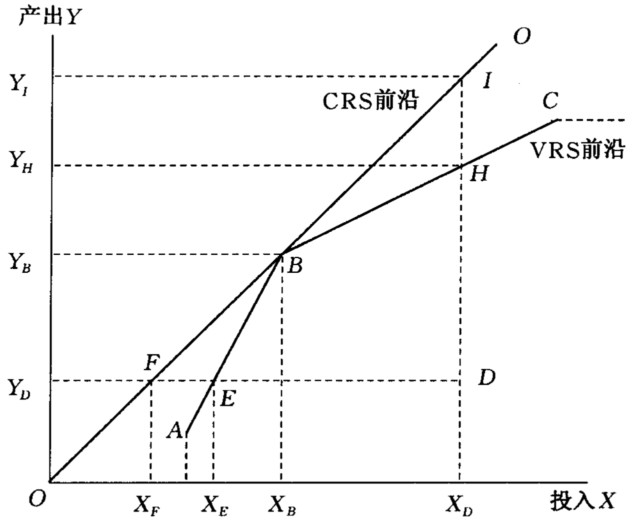


图 2　DEA 方法中决策单位(DMU)的技术效率

在测度技术效率时,上述标准的 DEA 模型使用的只是地方政府可以随意控制其数量的可控投入,而没有考虑地理环境等其他方面的非控制性投入。而事实上,这种地理条件和其他经济社会等不可控因素的差异也在决定各地区政府产出表现和效率差异中起着很大的作用。这些外生的因素包括诸如经济发展水平、人口的受教育水平、开放政策、地理区位和人口统计特征等等。

由于可控投入和不可控投入会共同对技术效率产生影响,文献中通常使用两阶段分析框架来处理这个问题。第一阶段利用可控投入估计出效率得分$\hat{\delta}_i$,第二阶段则主要根据不可控制投入变量来解释这个效率得分$\hat{\delta}_i$ 的分布情况(例如,Bradford et al., 1969;

Schwab and Oates, 1991)。由于 $\hat{\delta}_i \geqslant 1$，[①]而且有相当一部分效率得分等于1，从而使其不服从正态分布，有违最小二乘估计的经典假设。为了避免 OLS 估计带来的偏误，通常采用受限因变量模型(limited dependent variable model)，也就是 Tobit 模型来估计。

三、对中国省级政府支出效率的核算

（一）数据

在现有文献里，核算地方政府效率的研究大概可以分为两大类。一是从地方政府提供的全部服务或至少若干主要服务品的角度出发从总体上估算地方政府的效率。表2汇总了这类研究的主要文献。另一类是评估特定公共服务部门的效率，如固体废物回收(Burgat and Jeanrenaud, 1994)、防火(Bouckaert, 1992)、地方警察机构(Davis and Hayes, 1993)以及公共管理(Kalseth and Rattso, 1995)等。

表2　利用非参数技术从总体上核算地方政府效率的研究文献

作　者	样　本	方　法	指　标	
			投　入	产　出
Eeckaut et al. (1993)	235个比利时城市(横截面数据)	FDH 和 DEA 方法	总货币性支出	总人口;65岁以上居民占总人口比例;领取生活补助者的数目;小学在校学生数;地方道路面积;犯罪率
De Borger and Kestens (1996a)	589个比利时城市(横截面数据)	非参数 FDH 和 DEA 方法;随机参数方法	总货币性支出	总人口;65岁以上居民占总人口比例;领取失业补助金者的数目;小学在校学生数;娱乐设施面积;公园个数

① 在后面的核算中我们都把基于产出角度估算的效率得分换算成 $\hat{\delta}_i$ 的倒数，使其成为处于0和1之间的值，其含义就相应变成了在既定投入下，实际产出对最大可能产出的距离比率，这是为了和图2的解释相对应。

（续表）

作　者	样　本	方　法	指　标	
			投　入	产　出
Athanassopoulos and Triantis（1998）	172 个希腊城市（横截面数据）	非参数 DEA 方法；随机参数方法	总货币性支出	当地住户的数目；当地居民的平均住房面积；建筑物面积；工业；旅游区面积
Worthington（2000）	166 个澳大利亚城市（横截面数据）	非参数 EDA 方法和随机参数方法	全职工人的数目；财政支出；实物支出	总人口；饮用水供给量；废物回收量；乡村和城市的道路长度（公里）
Prieto and Zofio（2001）	209 个西班牙小城市（横截面数据）	DEA 方法	预算内支出	饮用水供给量；废物回收量；道路面积；路灯数目；文化和体育设施；公园数目
Balaguer-Coll et al.（2002）	258 个西班牙城市（面板数据）	DEA 方法	总财政支出	路灯数目；总人口；废物回收量；街道面积；公园面积；选民投票率；二分的产出质量指标
Loikkanen and Susiluoto（2005）	353 个芬兰城市（面板数据）	DEA 方法	总财政支出	访问基本健康机构的天数；访问牙科的次数；老年人健康机构数目；残疾人服务机构；综合中学的授课时间；普通中学授课时间；地方债务（贷款数目）等等
Afonso and Fernandes（2006）	51 个葡萄牙地区（横截面数据）	DEA 方法	总人均财政支出	由 6 个产出子指标构成的地区总产出指标：一般性管理指标；教育；社会服务；文化服务；废物回收；环境保护

本文我们只考虑了1种投入和1种产出的情形。为了利用DEA方法估算相对效率,需要中国各省的投入和产出的统计数据。在核算1978—2004年效率得分时选择各省的人均预算内财政支出(元/人)代表各省为了提供公共服务所消费的资源作为投入变量。由于在中国的财政支出中还包括了相当比例的预算外部分,我们仍然使用相同的产出指数,但是使用了人均预算内和预算外总支出作为投入进一步进行效率核算,由于分省的预算外支出的数据从1993年才能获得,因此这部分核算的时期跨度为1993—2004年。总之,使用人均财政支出作为投入变量,至少保证了所有的可控投入都被包括进了本文的分析之中。而对于产出,我们集中在各省主要公共服务引致的产出表现上。

由于直接测量地方政府的生产结果是有困难的,我们在本文主要利用体现政府支出功能的且各省都具有的5类政府基本支出指标来代理。它包括一般服务、教育、卫生、基础设施和经济表现的指标,并给出各自的子指标。这些变量的选择基于两种假定:一是认为对相同的公共服务具有相似需求的省份应该具有相似的产出表现(Eeckaut等(1993)曾经做过这样的假设);二是认为地方政府的表现是可以根据这些可观察的变量的变化来核算的(例如,Lovell(1993)做过类似的假设)。

具体而言,第一类政府产出指标,即一般公共服务(Y_1)用各省的总人口来代理。第二类指标,即教育(Y_2)分别用4个子指标来代理,即各省高等学校、中专、普通中学和小学的教职工人数占总人口的比例。第三类指标,即卫生(Y_3)则用各省人均拥有的医疗床位数和医生数两个子指标来表示。第四类基础设施产出指标(Y_4)也是用4个子指标来代理,即各省农村有效灌溉面积占总面积的比例、人均农村用电量、人均铁路公路里程和人均邮电业务量。[①]第五类经济表现指标(Y_5)就直接用各省按可比价格计算的GDP指数(上年=100)来代理。[②]

① 邮电业务总量是指以价值量形式表现的邮电通信企业为社会提供各类邮电通信服务的总数量。该指标综合反映了一定时期邮电业务发展的总成果,是研究邮电业务量构成和发展趋势的重要指标。

② 经济表现属于传统产出指标的范畴,一般传统指标还应包括地区发展的不平衡指标,比如基尼系数,也应该包括经济发展的稳定性指标,比如失业率和通货膨胀率等。但本文只使用了按可比价格计算的GDP指数,我们认为该指标已经消除了价格变动因素,而且也体现了经济发展的地区差异,可以作为一个综合指标使用。

根据 De Borger 和 Kerstens(1996b)以及 Afonso 等人(2005)的研究，为了构建一个地方政府产出的综合指标，上述所有的子指标都要消除不同单位的影响，即除以各自的平均值，这样正规化后的子指标的均值就为1；五类产出指标则由各自正规化后的子指标简单加权平均而得；而各省的政府总产出指标又由五类指标简单平均而得(即赋予相等的权重0.2)。①表3给出了2004年经过正规化处理后的五类产出指标和我们构建的地方政府综合产出指标(Y)。②

表3 中国省级政府产出指标及支出效率 DEA 得分(2004)

省区市	产出						效率得分			
	一般公共服务	教育	卫生	基础设施	经济表现	地方政府综合产出指标	仅以人均预算内支出作投入	排名	以人均预算内预算外总支出作投入	排名
	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	Y				
北京	0.327	2.087	1.938	1.631	1.001	1.397	1.0000	1	1.0000	1
天津	0.224	1.586	1.475	1.879	1.023	1.237	0.9449	7	0.9459	8
河北	1.492	1.010	0.872	1.074	0.995	1.089	0.9245	8	0.9313	9
山西	0.731	1.116	1.211	0.797	1.009	0.973	0.7942	15	0.7985	15
内蒙古	0.522	1.025	1.145	0.860	1.056	0.922	0.7305	20	0.7387	20
辽宁	0.924	1.072	1.427	1.024	0.997	1.089	0.8670	9	0.8711	10
吉林	0.594	1.188	1.230	0.769	0.992	0.955	0.7677	17	0.7766	17
黑龙江	0.836	1.031	1.078	0.692	0.987	0.925	0.7447	18	0.7540	18
上海	0.382	1.353	1.653	2.565	1.005	1.392	0.9963	5	0.9963	6
江苏	1.629	0.924	0.883	1.746	1.016	1.240	1.0000	1	1.0000	1
浙江	1.034	0.922	1.053	1.346	1.011	1.073	0.8533	10	0.8488	12
安徽	1.416	0.698	0.645	0.798	0.995	0.910	0.8035	14	1.0000	1
福建	0.769	0.938	0.792	1.029	0.991	0.904	0.7418	19	0.7398	19
江西	0.939	0.855	0.711	0.646	1.001	0.830	0.7164	21	0.7145	22
山东	2.011	0.984	0.912	1.103	1.020	1.206	1.0000	1	1.0000	1

① 这样的简单平均方法比较直接并在经济上具有直觉性，它避免了诸如主成分等统计方法缺乏经济合理性解释的问题，因而在地方政府效率分析的文献中被广泛使用。

② 这里计算产出指标的所有原始数据以及分省预算内财政收支和本文第四部分 Tobit 分析中所需要的各种原始数据的来源如下：1978—2001年的数据来自复旦大学中国社会主义市场经济研究中心的"中国经济发展分地区电子数据库"(其主要来源是《新中国五十年统计资料汇编》)；2002—2004年的数据来自2003年、2004年和2005年出版的《中国统计年鉴》；预算外财政收支的分省数据则来自各年《中国财政年鉴》。本文的相关图表没有作说明的都是作者根据这些原始数据计算和制作而成。

（续表）

省区市	产出						效率得分			
	一般公共服务	教育	卫生	基础设施	经济表现	地方政府综合产出指标	仅以人均预算内支出作投入	排名	以人均预算内预算外总支出作投入	排名
	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	Y				
河南	2.129	0.874	0.730	0.901	1.006	1.128	1.0000	1	1.0000	1
湖北	1.318	0.930	0.869	0.676	0.984	0.955	0.8224	12	0.8250	13
湖南	1.468	0.852	0.807	0.617	0.991	0.947	0.8152	13	0.8137	14
广东	1.819	0.876	0.849	1.637	1.010	1.238	0.9854	6	0.9848	7
广西	1.071	0.768	0.673	0.512	0.989	0.803	0.6954	23	0.6981	23
四川	1.912	0.692	0.788	0.484	0.997	0.975	0.8461	11	0.8490	11
贵州	0.855	0.656	0.573	0.401	0.985	0.694	0.5979	27	0.6063	27
云南	0.967	0.752	0.785	0.837	0.986	0.865	0.7089	22	0.7151	21
陕西	0.812	1.194	0.995	0.701	0.999	0.940	0.7750	16	0.7794	16
甘肃	0.574	0.896	0.826	0.518	0.981	0.759	0.6268	24	0.6331	24
青海	0.118	0.826	1.007	1.001	0.993	0.789	0.6219	25	0.6292	25
宁夏	0.129	0.895	1.074	0.756	0.982	0.767	0.6130	26	0.6187	26
平均值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.8145		0.8247	

由表3可知，各省在产出表现上存在很大的差异。如果根据Bradford等(1969)把政府产出分成直接产出和由居民需求引致的产出分类的话，那么，一般公共服务的代理指标，即总人口[①]则属于后者，用来捕捉地方政府需要提供的公共服务的总水平。在2004年的该指标中，河南、山东和四川分列前三位，宁夏和青海位列后两位。在教育产出表现上，北京最好，天津和上海紧随其后。在卫生指标上仍然是北京最好，排在第二和第三位的则是上海和天津。在基础设施的指标上，排在前10位的就是东部的10个省市，其中上海高居第一位。而在经济表现中，则是天津和山东排在前两位。根据

① 在文献中人们通常使用总人口以及外来人口占总人口的比例来代理一般公共服务指标，一般认为该指标是地方政府控制能力所不能达到的(例如，Athanassopoulos, 1995)。外来人口份额子指标通常代表了地方政府需要为外来人员提供的公共服务的水平，一般对于大城市来说该变量值比较高。由于我们面临数据来源和连续性的问题，同时不是以城市为对象，因而本文没有使用这个子指标。

前面5类代表主要公共服务产出的指标所构建的地方政府综合产出指标中，北京、上海和江苏位列前三，前10位中只有河南省不属于东部省市，而后5位全部是西部省份，其中贵州最低，综合产出指标只有0.694。

（二）DEA方法的核算结果

利用人均财政支出投入和构建的地方政府综合产出指标，本文基于产出角度和可变规模报酬，假定系统核算了1978—2004年度以及实行分税制以来1993—2004年①中国各省政府支出效率的相对得分。作为代表，我们把2004年度地方政府支出的相对效率及排名汇总在了表3中。

从表3可知，2004年各省的支出效率得分从排名最低的贵州省的0.597 9和0.606 3开始，以预算内支出作为投入的核算中，有4个省市处在理论上的生产前沿上，分别为北京、江苏、山东和河南，得分都是1。排名前10位的除了河南省外都是东部省市，排名后8位的省份除了江西省外都处于西部地区。以预算内和预算外总支出作为投入核算的效率得分的排名几乎没有变化，只是多了安徽省加入效率前沿。全年平均相对效率分别为0.814 5和0.824 7，意味着相对于政府最佳产出前沿，各省平均有18%—19%的支出资源被浪费掉了。也就是说，在现有资源下，政府的产出还应该更高。

图3以预算内外总支出作投入绘制了2004年度各省理论上的生产可能性前沿，有效率的5个省份处在支出效率前沿上，总体上东部省市更靠近生产前沿，意味着其效率得分偏高，政府的支出更有效，而西部地区离生产前沿最远，效率最低，中部地区则居于中间水平，东中西三大地区在支出效率得分上具有明显的聚类效应。

我们还进一步按设定的支出水平标准将全部省份划分为不同的支出地区②，然后来观察地区间省份的平均支出效率，发现一个有

① 因为预算外收支数据时间不连续的原因，我们对1978—2004年的核算使用人均预算内支出作为投入，而1993—2004年的核算则使用人均预算内外总支出作为投入。

② 把人均财政支出超过$\mu+\sigma/2$的地区作为高支出水平的地区，低于$\mu-\sigma/2$的地区作为支出水平低的地区，μ和σ分别为2004年度27个省区市人均支出的均值和标准差。人均预算内支出对应值为2 025.9和1 583.6；人均预算内外总支出对应值为2 340.8和1 721.3。

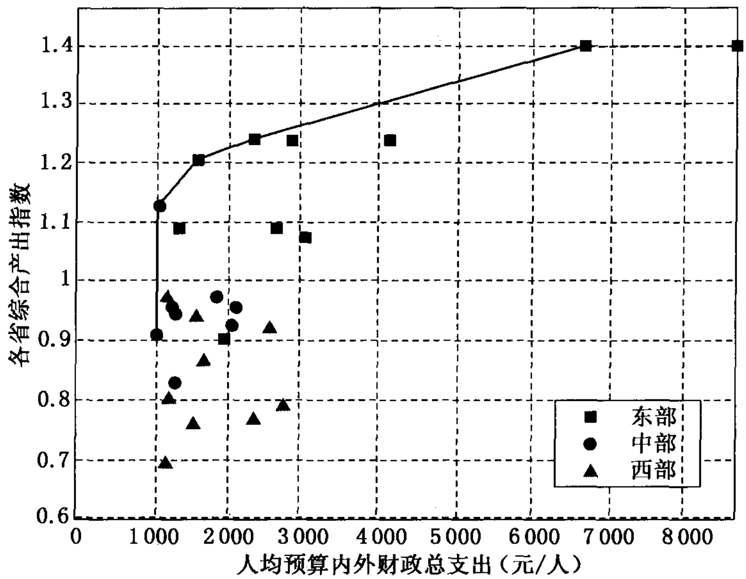


图 3　中国各省理论生产可能性前沿

趣的特征，即具有较高人均财政支出水平的地区不一定有相对高的支出效率，而人均支出水平低的地区支出效率也不一定就低。比如人均预算内支出以及人均预算内外总支出分别超过 2 817.7 元和 3 201.4 元的地区其平均效率固然高，但是分别低于 1 234.1 元和 1 480.2 元的地区的平均支出效率却高于人均支出水平分别处于[1 234.1, 2 817.7]和[1 480.2, 3 201.4]之间的省份。这与我们上面的发现是一致的，我们已经知道西部地区的人均财政支出水平高于中部地区，但是西部地区的政府支出效率却低于中部地区。

图 4 绘制并展示出了中国各省和东中西三大地区 1978—2004 年以及 1993—2004 年两段时期内政府支出效率的变化时序图。从图 4 中可以看出，纳入预算外支出核算的效率（以虚线表示）与只用预算内支出核算的效率（以实线表示）基本重叠，因此，预算外支出的引入基本上没有改变效率核算结果。该图清楚地显示出改革开放后中国财政分权和 1994 年分税制改革以来东中西三大地区的政府支出效率的变化特征：在本文研究的 27 个年度区间内，西部地区

地方政府的平均支出效率远低于东中部地区,东部和中部地区在1982年前的支出效率水平基本相似,但其后则是东部地区的效率高于中部地区,两者的差距越来越大。虽然1994年之前各地区政府支出的平均效率变化不是很大,但是可以看出在1994年后,东部和西部地区的地方政府支出的相对效率得到了提高,而中部地区的平均效率则呈现下降的趋势,也许这是中部地区一直以来较低财政支出水平所致。由此就清楚回答了本文开头提出的第一个问题。下一部分我们将对这个发现是否在统计上显著进行计量检验。

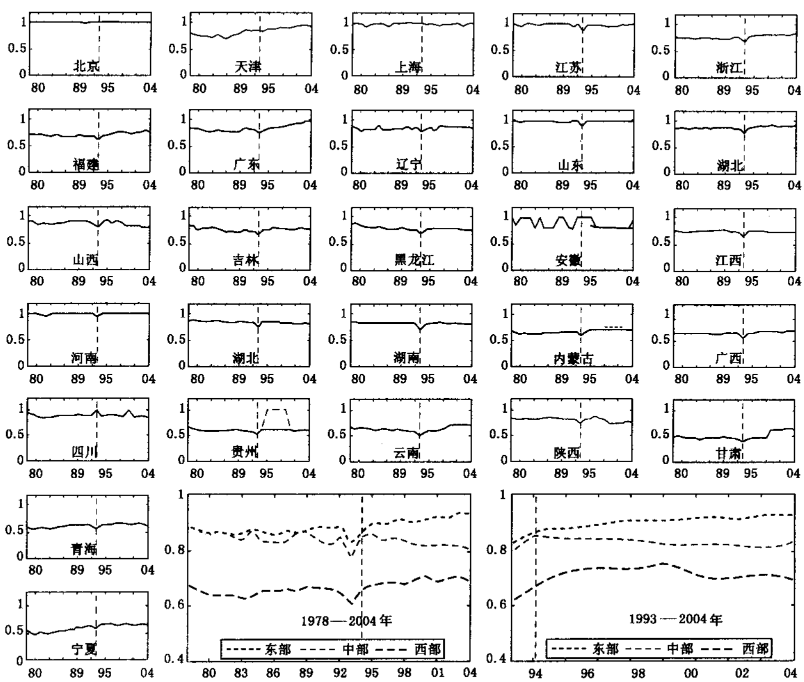


图4　中国各省和东中西三大地区政府支出效率趋势图

四、政府支出效率的决定因素

在第一阶段,我们运用可控投入和非参数方法核算得到了各地

区政府的支出效率得分,在第二阶段,我们需要把这些得分作为被解释变量,利用受限 Tobit 模型对各种可能影响政府支出效率的不可控变量进行回归。这也是文献里通常采用的二阶段分析框架。计量回归的目的就是假定那些政府支出以外的不可控的变量可以用来描述地方经济、社会和地理的特征并解释所估计的效率得分的差异,该回归可以决定那些可观察的地区特征变量对地方政府支出表现的影响。

在相关的文献中,经济学家对那些所谓不可控投入变量的实证分析结果一般并不一致。例如,在人口统计特征方面,Grossman 等(1999)认为管理和监督成本与地区的人口密度呈负相关关系,这就出现了规模经济的问题。这意味着,给不断增加的居民规模提供公共服务会出现规模经济效应,会导致支出效率的提高。Athanassopoulos 和 Triantis(1998)以及 Loikkanen 和 Susiluoto(2005)则发现人口密度和总人口对政府效率有负的影响。

通常认为较高的人均收入或财富水平对支出效率有正面的影响,因为较富裕的居民更能够给当地政府施加更大的压力以满足他们所需要的有效率的公共服务的需求水平。但是 Eeckaut 等(1993)以及 De Borger 和 Kerstens(1996a)的研究认为收入高的地区会导致政府养闲人,以至于失去进一步控制成本的动力,效率反而恶化。但是,Migué 和 Bélanger(1974)发现,如果引进那些能够解释居民对政府的监督能力的变量,就能改善政府的支出效率。

Hamilton(1983)与 Hayes 等(1998)的研究的确证明,地方政府的支出效率依赖于当地居民给政府施加压力的能力,而当地居民的受教育水平就是该能力的很好的代理变量。Milligan 等(2004)分析了教育所能达到的有益结果,其中教育的一个潜在的正外部性就是增加受教育者的政治行动力。他们认为,教育能够提高当地居民选择能干官员的能力以及识别官员腐败的能力。Eeckaut 等(1993)、De Borger 和 Kerstens(1996a)以及 Loikkanen 和 Susiluoto(2005)的经验研究先后都证实,政府支出效率与当地居民的平均受教育水平

正相关。Afonso 和 Aubyn(2005)在跨国研究中对政府效率的分析也得出相同的结论。

另外，正如 Tiebout(1956)所说，竞争会导致地方政府公共供给的帕累托改进。确实，地方政府间的相互竞争有助于提高资金的使用成本。Heikkila(1996)的研究认为，地方政府的无效率是与其缺乏外部的竞争压力相关。Loikkanen 和 Susiluoto(2005)也发现，城市离地方首府越远，面临的城市间的竞争压力越低，其政府支出的效率也就越低。

为了更好地解释我们核算的中国各省政府支出的相对效率，接下来我们利用 Tobit 模型的随机效应面板数据来进行回归分析。[①]我们首先要检验上节所发现的东中西三大地区之间的效率差异在统计上是否显著，同时也检验一下 1994 年分税制改革以后全国和东中西三大地区出现的不同效率的变化模式是否显著。为此，我们首先引入三大地区哑变量 $D1$、$D2$ 和 $D3$(分别代表东中西部地区)，[②]同时引入代表 1994 年分税制改革的时期哑变量 T(1994 年以后取值 1；其他年份为 0)以及三个地区哑变量与时期哑变量 T 的交互项。这些地区和时期的哑变量可以被理解为对地理区位特征和政策环境变化等不可控制的解释变量。

其他的解释变量则按通常文献的处理方法来设定。我们使用各省的人口密度(人/平方公里，*pd*)来代表这个外生的人口统计特征；使用实际人均 GDP(元/人，*gdp*)变量代表地区收入水平；使用各省高校在校学生数占当地总人口的比例(人/万人，用 *edu* 表示)来代表各省人口的受教育水平，期望该变量的系数为正；用各省的贸易依存度(%，*open*)[③]来代表各省的对外开放程度，而用外商直接投资(万美元，*fdi*)代表各省政府对招商引资的努

① 我们进行了 Hausman 检验，结果拒绝固定效应模型而接受随机效应模型。

② 由于我们是要检验三大地区之间效率差异的统计显著性，而且核算结果发现中部地区的平均支出效率是介于东部和西部地区之间的，因此我们这里以中部地区作为基准地区，在模型中以常数项的截距系数来代表中部地区的平均支出效率水平，如果东部和西部地区相对于中部地区的差异显著的话，就说明三大地区间的政府效率的地区差异是显著的。

③ 开放度(%)=100×进出口/GDP。

力程度。[①]虽然两者的作用机制不完全相同，但考虑到外资增长与贸易扩张之间的高度相关性，在回归中我们则分别加入。

为了正确识别省级特有的特征事实对东中西部地区政府支出效率的影响，我们也加入了一些所谓的可控变量，主要用来代理政府的财政特征或政府行为。[②]它们包括各省人均预算内财政收入（元/人，*rev*1）、人均预算外财政收入（元/人，*rev*2）、政府规模（%，*govsize*）[③]、人均行政管理费支出（元/人，*govfee*）和人均基本建设支出（元/人，*infra*）。Tobit 随机效应面板数据回归方程如下：

$$\hat{\delta}_{it} = a + \boldsymbol{\alpha}^T \boldsymbol{x}_{it} + \boldsymbol{\beta}^T z_{it} + u_i + e_{it}$$

其中效率得分 $\hat{\delta}$ 为被解释变量；$\boldsymbol{x}$ 为不可控解释变量，z 为可控解释变量；u 为随个体变化而变化，但是不随时间而变化，且与解释变量不相关的随机变量；e 为随时间和个体而独立变化的随机变量；a 为截距项，$\boldsymbol{\alpha}$ 和 $\boldsymbol{\beta}$ 则为参数向量。

表 4 给出了三个回归模型的计量结果，都是设限（censored）的 Tobit 回归，假定效率得分高于 0.99 的省份都是有效的，而得分低于 0.61 的省份则认为是无效率的。

我们的结果显示，中部地区的平均效率得分在 0.82 左右，东部地区的平均效率比中部高约 0.03—0.11，西部地区的效率平均值比中部低 0.10—0.22，所有 9 个系数在统计上都十分显著。1994 年分税制改革以后，从全国平均水平来讲，地方政府支出效率显著地提高了大概 0.016；就各地区而言，东部地区的平均效率相对于此前提高了 0.05，西部地区的效率平均值相对于原有水平提高了 0.04，而中部地区 1994 年后的效率值则出现了下降趋势，降幅达 0.005，从

---

① 由于本文研究的时期跨度较长，分析序列的平稳性是必须事先考虑的重要事项。因此我们进行了 ADF（Augmented Dickey-Fuller）和 PP（Philips-Perron）单位根检验，结果得出人均 GDP、FDI、人均预算内支出、人均预算外支出、政府规模、人均行政管理费支出和人均基本建设支出变量是不平稳的，因此在模型回归时我们把这些数据都转换成了其增长率形式，再次检验则都拒绝单位根存在的假设。因此观察值减少 1，回归的时期也就分别对应 1979—2004 年、1994—2004 年。以 GDP 为例，转换公式为：

$$gdp(\%) = 100 \times (\ln gdp_{t+1} - \ln gdp_t)$$

② 在回归中我们对这些数据的处理方式见本页注释①。

③ 政府规模（%）=100×政府消费/GDP。这里的政府消费是指政府部门为全社会提供的公共服务的消费支出和免费或以较低的价格向居民住户提供的货物和服务的净支出，其数据来自《中国统计年鉴》按支出法核算的国内生产总值中的最终消费部分。

表 4　中国省级政府支出效率变化的决定（Tobit 随机效应面板模型）

变　量	1979—2004 年				1994—2004 年	
	模型 1		模型 2		模型 3	
	系　数	标准差	系　数	标准差	系　数	标准差
常数项	0.827 794 8***	0.006 046 9	0.833 970 4***	0.006 286 9	0.812 017 9***	0.012 965 9
东部哑变量（*D1*）	0.033 657 0***	0.005 801 7	0.112 923 5***	0.007 441 2	0.064 434 3***	0.013 989 4
西部哑变量（*D3*）	−0.117 655 0***	0.008 117 7	−0.216 092 9***	0.007 233 9	−0.100 225 3***	0.012 756 1
1994 年时期哑变量（*T*）	0.016 260 2***	0.004 473 5				
D1 × *T*			0.047 618 5***	0.007 341 0		
D2 × *T*			−0.005 082 6*	0.002 793 0		
D3 × *T*			0.038 533 7***	0.006 904 6		
人口密度（*pd*）	−0.000 001 7	0.000 007 6	−0.000 065 5	0.000 081 9	0.000 067 9***	0.000 010 7
人均 GDP（*gdp*）	−0.000 479 1*	0.000 286 0	−0.000 566 0**	0.000 280 9	−0.000 577 6	0.000 519 7
教育（*edu*）	0.000 000 5***	0.000 000 1	0.000 000 7***	0.000 000 1	0.000 000 5***	0.000 000 1
开放度（*open*）	0.000 728 6***	0.000 089 4	0.000 428 9***	0.000 091 9	0.000 370 5***	0.000 127 2
外商直接投资（*fdi*）					0.000 041 5	0.000 026 1
人均预算内收入（*rev1*）	−0.000 033 4	0.000 091 8	−0.000 008 4	0.000 089 6	0.000 269 3*	0.000 167 8
人均预算外收入（*rev2*）					−0.000 026 1*	0.000 152 6
政府规模（*govsize*）	−0.000 076 8	0.000 074 7	−0.000 039 0	0.000 065 3	−0.000 195 4*	0.000 106 2
人均行政管理费支出（*govfee*）	−0.000 205 4	0.000 159 8	−0.000 200 9	0.000 155 4	−0.000 567 5***	0.000 223 8
人均基本建设支出（*infra*）	−0.000 142 3	0.000 395 3	0.000 102 9	0.000 075 1	0.000 019 2*	0.000 011 6
个体效应标准差	0.077 001 1***	0.002 556 9	0.107 684 0***	0.002 723 0	0.073 620 5***	0.003 606 4
干扰项标准差	0.045 000 8***	0.001 516 1	0.046 035 3***	0.001 437 1	0.050 826 5***	0.002 375 1
似然比检验（卡方）	933.34		950.77		272.23	
rho	0.75		0.85		0.68	
对数似然值	617.82		737.26		303.20	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

原有平均0.834的效率水平下降到了0.829，这些交互项的系数也至少达到了5%的显著性水平。这不但进一步验证了我们上一节的发现，而且说明该发现在统计上是显著的。

模型1和模型2中人口密度对效率的影响是负的，但是不显著；而模型3则给出每平方公里每增加1人，DEA效率得分就会增加0.000 07，存在显著为正的影响，这说明一个地区的人口越多，确实存在政府支出的规模经济效应，更方便地方政府组织和提供公共消费服务网络。

3个模型中人均GDP变量对地方政府支出效率的影响都是负的，除了模型3外都至少在10%水平上显著，这倒验证了收入高的地区会导致政府膨胀、成本增加、效率恶化的说法，该检验也似乎说明地方经济的快速增长不一定对政府支出效率有促进作用。所有教育变量的回归系数都显著为正，普通高校在校学生数占总人口的比例每增加1个百分点，相对效率就会增加0.5和0.7的幅度，这验证了居民教育水平越高，会给地方政府施加更大更有效的监督压力，因此政府支出效率也越高的判断。在三个模型中，对外开放程度对政府支出效率的作用也都显著为正，这也意味着市场开放有利于政府改善支出效率；而在模型3中，外商直接投资对支出效率的影响也在接近10%[①]的水平上显著为正，这说明地方政府对招商引资的努力在改善地方政府效率中也起了相当的促进作用。

在模型1和模型2中，人均预算内财政收入对政府支出效率的影响为负，但是不显著；模型3则显示人均预算内财政收入对政府支出效率有着正的影响，人均预算外收入则与效率负相关，而且都在10%的水平上显著，似乎预算外收入与政府的“掠夺之手”行为联系更紧密，同时这里的结论也支持了平新乔和白洁(2006)中关于正规的预算内收支可以增进资金配置效率的结论。

用政府消费来衡量的政府规模变量对支出效率的影响都一致为负，这进一步说明了“小政府”是更有效的；由于政府规模变量是

① 显著性水平为11.6%。

根据政府支出中消费性支出来计算的,所以也可以认为具有消费性质的非生产性财政支出对支出的效率有显著的负面影响。比如行政管理费支出属于消费性质的支出,本文的检验确实与政府支出效率负相关,人均行政管理费支出每增加1个百分点,政府效率就会下降0.000 57左右,该降幅在1%的水平上显著。一般认为,财政支出中基本建设的部分(特别是基础设施)具有生产性的投资性质,对地方政府的支出效率有促进作用,这在我们的模型3中也得到了验证,虽然模型2的正系数不太显著而且在模型1中出现了负的情形。[①]

表4还给出了随机效应回归模型中随机项方差的两个组成部分,即个体效应和随机干扰项的标准差估计值,而rho值则代表了个体效应的方差(即组间方差)占总方差的比例,三个模型的该比例都达到了0.68以上,说明个体效应的变化主要解释了政府支出效率的变化。似然比检验的零假设为个体效应的方差等于0,这显然被拒绝。对数似然值是基于最大似然法得到的统计量,从其值可以看出模型2的拟合度要高于模型1。

五、结论

本文利用两个阶段的研究框架分别核算和解释了中国各省级政府1978—2004年以及分税制改革以后1994—2004年的政府财政支出的效率变化。在第一阶段,我们运用非参数DEA方法(在可变规模报酬的假设下)核算了27个省区市的政府支出效率的得分。在第二阶段,我们利用受限随机效应Tobit模型回归和解释了各省支出效率的差异。基于本文的研究,我们可以尝试给出以下几个初步的结论:

1. 中国地方政府的支出效率在考察期始终存在着显著的地区差

① 这让我们想到政府财政支出对增长关系的复杂性。在现有文献里,政府消费对增长的边际影响一般为负,而政府支出对增长的影响则比较模糊,取决于支出中的项目是消费性的还是生产性的,是预算内还是预算外支出。我们的另一项研究发现,中国的财政支出对增长(或者TFP的增长率)显著为正(张军、金煜,2005)。

异，东部地区的政府支出效率最高，中部地区其次，西部地区的政府支出效率则明显低于东中部地区。这也说明了20世纪80年代的财政包干和1994年实行的分税制改革在调节地区差异方面并没有显著效应。

2. 实行财政包干的20世纪80年代中国三大地区的政府支出效率总体变化不大。但是1994年实行分税制改革以后，就全国总体水平而言，政府的平均支出效率得到了改善，其中主要是东部和西部地区的政府支出效率得到了明显的提高，而中部地区的相对效率则有所下降，这也许与中部地区长期以来人均财政支出水平一直比较低有关。①

3. 由于初始条件造成的各地区不同的、地理环境和人口禀赋等地方政府不可控制的因素在东中西部地区政府支出效率差异的形成中起着很大的作用，比如人口密度较大、居民受教育水平较高、开放度或外商直接投资增长较高的地区，其政府支出效率的初始评估得分也相对较高，而人均GDP的水平则起着相反的作用。

4. 地方政府的财政行为变量也对支出效率有着很大的影响，比如预算内收入可以促进支出效率的改善，而预算外收入则与支出效率负相关。另外，政府的消费性支出或说政府规模对效率有显著的负面影响，投资性的政府支出，包括基本建设的支出则对支出效率有促进作用等。因此，从制度上加强规范地方政府的收支行为，提高政府治理的水平有助于改善政府支出效率和地区之间的平衡。

参考文献

Afonso, A. and Fernandes, S., 2006, "Measuring Local Government Spending

① 尤其是1998年以后，中央政府实施的积极财政政策迅速加大了对西部地区的基础设施的转移支付，我们估计这对于西部的政府支出效率产生了一定的正面影响。我们在另一研究中讨论了中国各地区基础设施的投资增长及其决定因素（张军等，2007）。

Efficiency: Evidence for the Lisbon Region", *Regional Studies*, Vol. 40. 1, 39—53.

Afonso, A. and St. Aubyn, M., 2005, "Cross-country Efficiency of Secondary Education Provision: A Semi-parametric Analysis with Non-discretionary Inputs", European Central Bank Working Paper No 494, June.

Afonso, A.; Schuknecht, L. and Tanzi, V., 2005, "Public Sector Efficiency: An International Comparison", *Public Choice*, 123(3—4), 321—347.

Athanassopoulos, A. and Triantis, K., 1998, "Assessing Aggregate Cost Efficiency and the Related Policy Implications for Greek Local Municipalities", *INFOR*, 36(3), 66—83.

Athanassopoulos, A., 1995, "Goal Programming & Data Envelopment Analysis (GoDEA) for Target-based Multilevel Planning: Allocating Central Grants to the Greek Local Authorities", *European Journal of Operational Research* 87, 535—550.

Balaguer-Coll, M., Prior-Jimenez, D. and Vela-Bargues, J., 2002, *Efficiency and Quality in Local Government Management. The Case of Spanish Local Authorities*, Universitat Autonoma de Barcelona, WP 2002/2.

Bouckaert, G., 1992, "Productivity Analysis in the Pubic Sector: The case of Fire Service", *International Review of Administrative Sciences*, 58(2), 175—200.

Bradford, D., Malt, R. and Oates, W., 1969, "The Rising Cost of Local Public Services: Some Evidence and Reflections", *National Tax Journal*, 22(2), 185—202.

Burgat, P. and Jeanrenaud, C., 1994, "Technical Efficiency and Institutional Variables", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 130 (4), 709—717.

Cao, Yuanzheng, Qian, Yingyi, and Weingast, Barry R., 1999, "From Federalism, Chinese Style, to Privatization, Chinese Style", *Economics of Transition*, Vol. 7, Issue 1.

Charnes A., Cooper W. and Rhodes E., 1978, "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research* 2, 429—444.

Conyers, D., 1990, "Centralization and developing planning: A comparative perspective", in de Valk, P. and K. Wekwete (eds.), *Decentralizing for*

Participatory Planning, Aldershot.

Cooper W. W., Seiford L. M. and Tone K., 2000, *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Kluwer Academic Publishers.

Davis, M. and Hayes, K., 1993, "The Demand for Good Government", *Review of Economics and Statistics*, 75, 148—152.

De Borger, B. and Kerstens, K., 1996a, "Cost Efficiency of Belgian Local Governments: A Comparative Analysis of FDH, DEA, and Econometric Approaches", *Regional Science and Urban Economics*, 26, 145—170.

De Borger, B. and Kerstens, K., 1996b, "Radial and Nonradial Measures of Technical Efficiency: An Empirical Illustration for Belgian Local Governments Using an FDH Reference Technology", *Journal of Productivity analysis*, 7, 41—62.

Eeckaut, P. ; Tulkens, H. and Jamar, M. A., 1993, "Cost Efficiency in Belgian Municipalities", in Fried, H., Lovell, C. and Schmidt, S. (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York, Oxford University Press, 300—334.

Farrell, M., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society Series A(General)*, 120 (3), 253—281.

Fisher, R., 1996, *State and local Public Finance*, USA, Irwin.

Gordon, R. H., 1983, "An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism", *Quarterly Journal of Economics*, 98, 567—586.

Grossman, P., Mavros, P. and Wassmer, R., 1999, "Public Sector Technical Inefficiency in Large U. S. Cities", *Journal of Urban Economics*, 46(2), 278—299.

Hamilton, B., 1983, "The Flypaper Effect and Other Anomalies", *Journal of Public Economics*, 22(3), 347—361.

Hayes, K., Razzolini, L. and Ross, L., 1998, "Bureaucratic Choice and Non-optimal Provision of Public Goods: Theory and Evidence", *Public Choice*, 94, 1—20.

Heikkila, E., 1996, "Are Municipalities Tieboutian Clubs?" *Regional Science and Urban Economics* 26(2), 203—226.

Kalirajan, K. and Shand, R., 1999, "Frontier Production Functions and Technical Efficiency Measures", *Journal of Economic Surveys*, 13(2), 149—172.

Kalseth, J. and Rattso, J., 1995, "Spending and Overspending in Local Government Administration: A Minimum Requirement Approach Applied to Norway", *European Journal of Political Economy*, 11, 229—251.

Lin, Justin Yifu, and Liu, Zhiqiang, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change*, 1—21.

Loikkanen, H. and Susiluoto, I., 2005, "Cost Efficiency of Finnish Municipalities in Basic Service Provision 1994—2002", mimeo.

Lovell, C., 1993, *Production Frontiers and Productive Efficiency*, in Fried, H.,

Lovell, C., 2000, "Measuring Efficiency in the Public Sector", in Blank, Jos L. T. (ed.), *Public Provision and Performance*, Amsterdam, North-Holland.

Marlow, L., 1988, "Fiscal Decentralization and Government Size", *Public Choice*, 56, 259—270.

Migué, J. and Bélanger, G., 1974, "Toward a General Theory of Managerial Discretion", *Public Choice*, 17, 27—43.

Milligan, K.; Moretti. E. and Oreopoulos, P., 2004, "Does Education Improve Citizenship? Evidence from the United States and the United Kingdom", *Journal of Public Economics*, 88(9—10), 1667—1695.

Niskanen, W., 1975, "Bureaucrats and Politicians", *The Journal of Law and Economics*, 18, 617—643.

Oates, Wallace E., 1972, *Fiscal Federalism*, NY: Harcourt Brace Jovanovich.

Prieto, A. and Zofio, J., 2001, "Evaluating Effectiveness in Public Provision of Infrastructure and Equipment: The Case of Spanish Municipalities", *Journal of Productivity Analysis*, 15(1), 41—58.

Qian, Yingyi, and Roland, Gerard, 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint", *American Economic Review*, 88:1143—1162.

Qian, Yingyi, and Weingast, Barry R., 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives," *Journal of Economics Perspectives*, 11:83—92.

Rowland, A., 2001, "Population as a Determinant of Local Outcomes under Decentralization: Illustrations from Small Municipalities in Bolivia and Mexico", *World Development*, 29(8), 1373—1389.

Schwab, R. and Oates, W., 1991, "Community Composition and the Provi-

sion of Local Public Goods", *Journal of Public Economics*, 44, 217—237.

Tiebout, C., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64(5), 416—424.

Worthington, A., 2000, "Cost Efficiency in Australian Local Government: A Comparative Analysis of Mathematical Programming and Econometric Approaches", *Financial Accounting and Management*, 16(3), 201—221.

Young, Alwyn, 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *Quarterly Journal of Economics*, 105: 1091—1135.

Poncet, S.:《中国市场正在走向"非一体化"？——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析》,《世界经济文汇》2002 年第 1 期,第 3—17 页。

陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》2002 年第 2 卷第 1 期,第 111—130 页。

平新乔、白洁:《中国财政分权与地方公共品的供给》,《财贸经济》2006 年第 2 期,第 49—55 页。

张军、高远、傅勇、张弘:《中国为什么拥有了良好的基础设施？——分权竞争、政府治理与基础设施的投资决定》,《经济研究》2007 年第 3 期。

张军、金煜:《中国的金融深化和生产力关系的再检测:1987—2001》,《经济研究》2005 年第 11 期,第 34—44 页。

中国财政杂志社:《中国财政年鉴》,各年,中国财政杂志社。

中国统计出版社:《新中国五十年统计资料汇编》,中国统计出版社 1999 年版。

中国统计出版社:《中国统计年鉴》,各年,中国统计出版社。

中国城乡收入差距，地方政府开支与财政自主*

◆ 陶 然

（剑桥大学中国研究中心、中国科学院农业政策研究中心）

刘明兴

（北京大学政府管理学院）

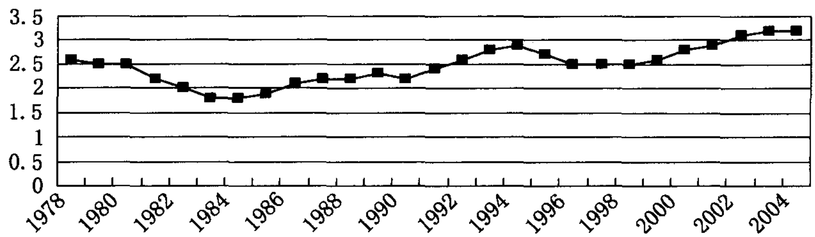
一、引言

从1978年开始的市场经济改革已经改变了中国的经济面貌，而且整体上提升了城市和农村的物质水平。在过去的27年中，中国从计划经济体制改革为新兴的市场经济体制，同时取得了年均GDP增长率超过9%的瞩目成就（Lin et al., 2003）。市场经济改革同时也极大地改造了农村面貌。在20世纪80年代早期，随着家庭联产承包责任制的实施，农村生产力有了稳定的增长。由于满足了消费者对商品的巨大需求，利用了广大的廉价劳动力，乡镇企业得到了迅猛的发展，农业产业化也在80年代的后期起飞，并且在90年代早期

* 原文发表于《世界经济文汇》2007年第2期。

继续快速发展（De Brauw et al., 2004）。而到了 90 年代后期，越来越多的农村人口开始来到城市打工，打工获得的收入要远远大于他们待在农村所挣的收入。

然而，中国迄今为止的发展历程并不是没有问题，其中，城乡收入差距呈现出了明显的波浪型模式。80 年代农业产业化发展显著地增加了农民的收入，因此城乡收入差距系数从 1978 年的 2.6 下降到 1984 年的 1.8，但随即又反弹到 1995 年的 2.9，20 世纪 90 年代中后期由于政府增加农产品采购价以及该时期城市发展速度下降导致城乡差距再次有了一个短暂的下降，1997 年城乡收入差距系数下降到了 2.2，这一系数与 1994 年相比下降了 38%。自从 1998 年开始，城乡差距再次迅速反弹，到 2005 年创下历史新高，城乡差距系数达到 3.2（见图 1）。



资料来源：《中国统计年鉴》国家统计局，1978—2004 年各年。

图 1　城乡收入比率

在农村地区中，农业产业化发展较快的沿海地区发展速度要远远快于其他地区，可是更倚重于传统农业的内陆地区在 1990 年代后期发展速度接近于停滞。与此同时，过重的税收负担导致农民积极性受挫而引发了广大农民的不满。在中国的主要粮食产业大省，比如安徽、湖北、湖南、四川，向农民征收的农业税超过他们总收入的 30%（Chen, 2003; Tao and Liu, 2005）。在极端情形下，农民无法承受如此重的税收，大量的农民选择流向城市而让土地闲置（Bernstein and Lu, 2000）。最近几年在加快工业化和城镇化的进程中，中国正经历着过度征用土地的浪潮，在尚不完善的城乡土地转换机制

下，日益深入的地方政府主导下的土地征用使数以百万计的农民未得到补偿并处于失业状态（Zhou，2004）。

在城乡差距扩大会导致增加社会不安定因素的背景下，中国政府在过去的几年中已经开始雄心勃勃地着手提高9亿农村人口的生活水平，缩小他们和城市人口生活水平的差距。2006年3月通过的十一五规划（2006—2010年）要求加大对农村地区和欠发达地区的支持力度，并且改善投资结构。除了从2002年开始实施的农业税制度改革，将于2006年底之前逐渐取消所有的农业税收之外，加大对农村基础设施的投入和农产品的补贴，以及提高社区公共服务水平已经成为中央政府创建“社会主义新农村”的主要政策框架。财政政策是这一战略的首要政策工具，在接下来的几年中，更多的中央财政转移将帮助建设农村基础设施，加强农业生产技术含量，减免贫穷家庭子女的学费和书费，建立农村合作医疗保险体系。

在持续的城乡差距扩大和农村严重落后的公共服务背景下，政府建立“社会主义新农村”的政策肯定是值得称赞的。中央政府的财政转移将有助于缓解农村财政资源严重短缺的局面，然而，单凭更多的财政资源就能增加农民收入，减轻城乡差距问题吗？在中国这样的大国，中央政府能否贯彻这些政策的关键取决于地方政府的效力。只有更有效地把财政转移用在提高农民收入的政策上，这些政策才能够有助于解决严重的城乡差距问题，而这进一步取决于地方政府是否有足够的动力去实施这些政策。通过把更多的财政转移拨给农村地区，尤其是欠发达地区将有助于减少城乡差距，这是建立在资金将自动地分配给目标受益人这个假设条件下的。但是这个假设成立吗？因为中国的地方政府官员是由上级任命的，因而他们往往是对上级领导负责而不是对当地群众负责，这是我们怀疑这个假设的原因。而且，在中国当前的制度框架下，城市人口拥有更多的政治代表，在政府政策制定上拥有更大的话语权。因此，地方政府有着内在的倾向去制定更符合城市人口利益的政策，在这个环境下，中央政府期望通过更多的财政转移来提高农村人口生活水平的政策会被有效执行吗？

基于最新的1994年到2000年之间的地级市数据，本文旨在通过分析地方政府财政开支及其财政分配变动对中国城乡差距的影响来部分地解决上述问题。通过探索地方政府财政开支对城乡差距的影响，本文将估计地方财政制度的城市倾向度，更重要的是，我们打算更进一步地分析地方政府财政支出模型和地方政府财政开支对城乡差距的影响之间的关系。换句话说，地方政府开支主要来自于当地政府税收收入和主要来自于上级政府财政拨款之间有什么区别？我们从1994年开始的面板数据尤其适用于我们的分析，因为自从1994年开始，中国的财政制度经历了税收中央集权化，而在财政支出分配上没有相应变化。这导致地方财政开支中有更大的份额是由上级政府拨款提供的，这一倾向对地方政府在缩小城乡差距上的责任和效力的影响是如何作用于城乡差距的，这显然是一个重要的问题。我们希望这个分析能有助于衡量政府最近支持农村发展的政策所可能产生的影响。

文章的结构是这样安排的：第二部分讨论了城乡差距的制度根源，并强调了政府的财政制度在改善或者加剧城乡差距的过程中正起着越来越重要的作用。第三部分首先简要地介绍了1994年中国税收集权改革，并认为这一改革是由中国政治体制的内在逻辑决定的，这将降低地方政府的财政独立和对农村人口的责任。基于分析中国270个地级市面板数据，第四部分首先描述了1994年至2003年中国城乡差距，地方政府开支和地方财政自主的情况，然后分析了地方政府开支和地方财政自主对城乡差距逐步减弱的影响。第五部分是结论。

二、中国城乡差距的制度决定因素

有很多文献分析中国城乡差距，对中国不平等现象的分解分析表明，1988年城乡差距在国家整体不平等中占有40%，而到了1995年这一比例下降了6%—7%，尽管与此同时城乡差距的绝对数量上

升了24%。这表明城市和农村内部不平等的加剧更甚于城乡差距本身,从而导致了城乡差距在中国整体不平等中的重要性降低(Li, 2002; World Bank, 1997)。

也有大量的文献探究中国城乡差距现象的持续甚至扩大背后的制度性决定因素(Yao and Zhu, 1998; Khan and Riskin, 1998; Yang, 1999; Kanbur and Zhang, 1999)。根据这些文献分析,中国城乡分割的原因已经随着时间的推移发生了改变,在中央计划经济时代,城乡差距主要是由政府推动的重工业发展战略所导致。农产品的生产和收购都由政府控制以及户口制度,使得政府能够以较低的价格获得农产品来维持城市人口的消费(通过配给),并且可以控制劳动力的流动,增加工业投资(Lin et al., 2003)。在这一时期内,政府优先发展城市的意图也可以通过政府公共品投入政策反映出来,政府对城市人口进行食品补贴,基础设施和公共服务设施建设也大多集中在城市。

作为20世纪70年代后期经济改革的一部分,一系列的经济政策被用来缩小城乡分割,这些政策包括家庭联产承包责任制(HRS),农产品收购价格的提高,对乡村间及城乡间劳动力流动限制的放宽(Yang, 1999)。这些政策在不同程度上都有助于减轻城乡差距,80年代前期家庭联产承包责任制和农产品收购价格的提高有助于加快农业收入增长和降低城乡收入差距。然而,到了80年代中期,家庭联产承包责任制对提高农村收入的作用逐渐减弱(De Brauw et al., 2004)。在90年代中期农产品价格经历了再次的上升,这期间同时伴随着粮食产品价格的上升。粮食市场上存在的国家和私营企业之间的竞争导致了粮食价格的上升,因此,与其说是政府提高农产品收购价格还不如说是粮食价格增长,促进了1994年至1997年之间短暂的城乡差距缩小。同理,1997年至2000年政府农产品采购价格下降20%也是由于粮食市场价格的下跌。政府对农产品价格调控的重要性逐步下降的另一个原因是,农民从非农产业获得的收入占总收入份额越来越多,自从90年代中期开始这一趋势正在加速。从2000年开始,中国经历了农产品市场价格的进一步放开,这使得政府在农产品价格上的调控手段对改变农村收入和城

乡差距所起的作用进一步降低。

在整个经济改革的进程中，对农民进城打工的限制是逐步放开的。尽管有人会说在过去的十年中劳动力流动限制和户口制度的存在对城乡差距持续起着作用，这一论点很难成立，因为20世纪90年代以来城市经济的快速发展以及劳动力流动限制的放松，导致劳动力流动迅速增长。在90年代，随着乡镇企业增长率降低，农村劳动力进城就业渠道的建立，地区间交通及通讯的快速发展，原来阻碍流动人口获取粮食和住房的城市管理体系的退化，这些因素都有助于大量的流动人口进入城市（Rawski, 2002）。即使回到90年代早期，Hein Mallee宣称"统计数字表明农村流动人口可能在5 000万到6 000万之间"（引自Solinger, 1999）。最近这个数字进一步增大，根据2000年国家人口普查数据，到2000年为止，大约有1亿2 100万的流动人口（离开他们的居住地并且在过去一年中找到一份至少持续6个月的工作），其中9 000万的流动人口在城市（他们中的8 840万人口来自农村）。[①]

由于劳动力流动限制的降低，数以千万计的农民工在城市所获取的收入要比他们留在农村多得多。记住，大多数的农民工并没有得到城市户口，在收入统计的时候仍然被归于农村人口收入。大规模的流动人口显然增加了农村平均收入，在阻止城乡收入差距继续扩大方面起着积极的作用。如果我们采取更加激进的户口制度改革导致更多的农民工获得城市户口，目前的城乡收入差距可能会比现在更大。这是因为平均来说农民工的收入要比纯农民高得多，但是比城市人口的收入要低一些。尽管持续的流动人口加入城市人口会降低城市人口的平均收入，但是在边际上会以更大的比例降低农村人口平均收入，因此至少在短期里，通过户口制度改革而让更多的农村人口获得城市户口将会提高而不是降低城乡收入比例。

维持城乡差距的另一个因素是中国高度偏向城市的财政体系。中国的财政体系极大地偏向城市是众所周知的（Wei, 1997）。其部

① 数据来自国家统计局：《中国劳动统计年鉴》（2002年）。

分原因可能是城市投资的高回报率,然而尤其是20世纪90年代后期以来政府对财政体系的强烈干预(通过银行和证券市场)使得更多的财政资源流向业绩较差的国有企业。由于政府对国家财政部门控制权的日益直接和巩固,政府通过政策贷款和宽松的上市约束来努力把国有企业从破产的困境中拯救出来。政府如此强烈的干预使得对国有企业的补偿比他们生产力的提高增长得更快,而且这也推动了这一时期城乡差距的扩大(Knight and Song, 1999)。然而,随着国有企业的大规模重组和90年代后期国家财政部门的商业化,政府对国有企业的财政扶持有望下降,然而这并不必然预示着中国的财政体系将变得较少偏向城市,因为城市投资的回报率仍会维持一个较高的水平,这更多地和市场力量而不是和政府政策有关。

相对来说,中国高度偏向城市的财政体系对城乡差距的影响越来越直接和显著,这来自于税收和开支两方面。至于在税收方面,至少在2000年之前中国的农民承担的税收占他们收入的比重要比城市居民高得多(Tao and Liu, 2005)。随着2002年开始的农业税收制度的改革,我们有理由相信不平等的税收负担对城乡差距的作用将会降低。[1]

中国财政体系的支出偏向显而易见且仍将持续,研究表明在改革进程中来自于相对更具有政治话语权的城市人口的政治压力导致了许多旨在提高城市收入的财政转移支付项目(Yang, 1999, Yang and Cai, 2000)。政府在许多公共物品和服务方面的开支也高度集中在城市,一个典型的例子就是对维持甚至是加大城乡差距起着很大作用的教育体系。这不仅由于城乡教育投资差距的扩大,而且由于随着中国劳动力市场变得更加市场化所导致的教育回报增加(Hannum and Park, 2002; Hannum and Wang, 2005)。既然政府教育支出是高度偏向城市的,那么相应地,由教育产生的收入也一定是偏向城市的。另一个例子是政府工资支出中的城市人口,考虑到政

① 在同期城市扩张和交通网建设过程中引起的土地征用补偿税事实上会增加,但是这不是本文所讨论的问题。

府开支中越来越多的份额用于支付公务员工资，而公务员工资在过去的十年中比农村收入增长快得多（Shih and Zhang，2004；World Bank，2002），政府在这一项目上的开支同样将扩大城乡差距。

我们不愿仅仅评判地方政府财政支出本身的影响，我们想进一步分析中国政府间财政关系的改变是如何通过他们对地方财政自主的影响对城乡差距起作用的。我们认为政府间财政关系的改变影响了地方政府激励机制，从而影响了地方政府在财政开支方面的效力，而这可能对城乡差距起着消极的作用。我们的观点是，在中国政治集权体制下，地方政府对当地人民责任普遍缺失。然而，这并不意味着当地人民受到不平等的对待。在中国目前的制度框架下，地方政府在财政行为上普遍偏向于城市，也就是说，地方政府会更注重政治上更强大经济上更富裕的城市人口的需求，这当然意味着相对弱势和贫穷的农村人口福利的损失。然而，考虑城乡差距的时候我们仍将看到显著的地区差异，尽管这背后存在着许多市场驱动和政策驱动的因素，我们认为在地区差异中一个重要的决定性因素是地方政府实质上的财政自主。财政开支更多地由当地税收收入提供的地方政府不仅有更大的动力来加快经济增长（如果增长是倾向农村的这将有助于间接减轻城乡差距），而且他们有能力更好地帮助所在辖区内的相对贫穷人口（包括农村人口）。这部分原因是一般而言地方政府比上级政府更了解当地需求。不断增加的税收收入占有更多的份额，将导致更大的支出自由，再加上更了解当地信息，将会导致更有效的偏向农村的开支，从而减轻城乡差距[①]。而对于财政资源更多来自于上级政府拨款的地方政府，情况则相反。首先，他们财政资源中较大的份额需要和其他地区竞争来获取上级政府的拨款，地方政府有更强的动机来建设所谓的政绩工程，这将引致一些有利于有特殊关系的城市人口的项目，而这并不有利于农村人口。其次，因为财政资源来自于上级政府，地方政府就没

① 必须指出这里所说的更加有效的开支意思是财政开支上更高的成效，并不必然意味着更高水平的支出。与此类似，偏向农村的开支并不必然意味着向农村投资，因为向城市投资通过吸引更多的农民工进城打工同样可以使农村人口受益。

有很多自由来把财政资源安排到最适合当地需求的项目上去。最后，如果财政资源大多数来自于中央政府拨款而不是当地税收收入，相对来说地方政府往往有更大的动力去竞争拨款，而不是通过更有效的财政支出去加快当地经济的发展。这就会在经济增长恶化的同时加大城乡差距。

我们相信中国地方财政分权（或者相反）通过政府开支对城乡差距的影响是相当重要的，因为我们注意到实质性的财政分权和城乡差距在中国地区间存在着显著的地区差异。而且在过去的十年中中央在税收收入中的份额越来越多，即使富裕地区的地方政府在过去的几年中也开始越来越依赖于上级政府的拨款。更糟的是进一步的财政集权即将实行，这将会更加限制所有地区的财政自主权。本文的主题是分析这一趋势通过地方财政激励和财政支出自主对城乡差距的潜在影响，在我们进一步分析之前，我们有必要分析一下在过去十年内中国政府间财政体系的变化。

三、中国政府间的财政体系

（一）1994年以来中国政府间的财政体系的变革

1994年推出的一项重大改革大致体现了政府间财政关系的现行体系。它的主要目的是保证税收收入在GDP中占有更高的比率和中央政府在总税收收入中能分得更大的份额。这一制度取代了受地方政府所青睐的1980年建立的税收收入分享安排政策，该政策导致了中央政府在总税收收入中所占的份额中从1985年的40%左右下降到1993年的不足25%（World Bank，2002）。

1994年推行了财税改革及后来大幅度重新集中控制税收收入，改变收入分享规则并增加转移支付力度，但却没有调整仍然高度分散的财政支出权。而事实上，在1994年以后省级以下行政单位（地、县、乡）的开支负担变得更重了。困难源于维护社会安全的责任更大了，由于在80年代和90年代初期，国企产权从中央转让到地

方政府，并随之在90年代后期进行了大规模的国有部门的重组。许多原来国有企业承担的社会服务和社会保险责任由地方政府来接管，但却没有相应的财政资源来保障这些责任的实施。根据世界银行(World Bank, 2002)的看法，从支出的结构来看，中国是世界上最为分权的国家之一①。

自1994年以来，缺少相应支出变革的税收集权改革引起了较大的纵向财政不平衡，而这需要有足够数量的转移支付来补偿，然而这没有得到执行。尽管转移支付体系已经重新设计，从以前需要磋商形成的特别财政安排向更加有章可循、透明的机制转变，但是真正依照规章制度实施的一般性的转移支付仍然是中央政府全部转移支付中的一小部分(World Bank, 2002)。增加的中央转移支付中的大部分来自数百种对应性的转移支付，而非一般性的均等化的转移支付。通过对中央转移支付地区分布的研究，表明在中国现有财政体系下政府间转移支付的净效应是不平衡的，转移支付往往更有利于发达省市(Wong, 2000; Tsui, 2005)。

自1994年中央实行税收集权后，在省级行政单位也开始存在显著的税收集权行为。中国政府间财政体系中存在的一个重要问题是，在省以下不同级别的政府间缺少一个清晰的责任安排制度(World Bank, 2002)。这种模糊观念导致了在省级行政单位中存在着高度并行重叠的财政开支，并由于下级政府较弱的讨价能力容易导致税收的集权和支出责任的委派。这种现象自从1994年财政改革后尤为明显。省级政府的反应就是从下级政府税收收入中攫取更大的份额，并且同时委派更多的财政支出责任给他们。在这一时期县、乡级政府在财政上受到了最大的损害。许多县乡级政府，尤其是欠发达地区的政府②不得不拖欠公务员的工资(包括当地学校

① 在20世纪90年代，OECD国家中省级政府开支占政府财政总开支的比重为32%，而在转型国家中这一比重为26%，发展中国家为14%。而在中国，这一比例超过70%，其中超过55%的支出是由省级以下行政单位支出的(World Blank, 2002)。

② 欠发达地区的地方税收主要来源于农业部门，显然，通过对农民征收农业税和其他各种收费来从农村获取财政资源往往会加剧城乡差距。然而农业税收的征收成本要远远大于对制造业和服务业征收税收的成本，并且会导致农民强烈的抗议甚至会导致社会不安定(Bernstein and Lu, 2000; Zhang, 2006)。在欠发达地区，因为那里的农民极其贫困导致农业税征收相当的困难。

和公共卫生机构的雇员)。在支付完政府机关人员工资后,只剩下很小一部分被用于地方公共物品和服务。在这种情况下,对相对贫困的农村人口提供的转移支付和有效的公共服务的可能性变得更加渺茫。因此,贫穷地区财政资源不充裕的负面作用进一步放大地作用于贫困农民(World Bank, 2002)。换句话说,1994 年财政税收集权后,通过对欠发达地区支付更多的转移支付非但没有减少地区间财政差距,反而导致了整个国家公共服务提供方面地区差距的进一步扩大,而这尤其不利于欠发达地区的农村地区。

近年来进一步的财政集权将成为趋势,在 2002 年中央开始征收以前专门归于地方所有的个人和企业所得税,并且从 2002 年开始中央政府开始实施旨在取消所有农村费用负担的农业税收改革,这将取代以前上级政府转移支付的作用。针对农民对土地征收补偿不足的不满,中国政府目前正在通过建立一个土地控制纵向管理系统,把土地征收权集中于省级和中央政府,以便实施更紧的土地供应配额和更强的监管制度。中央还计划把地方政府从土地租赁中得到的超预算收入纳入财政预算,并且主动和地方政府分享这些收入。

(二) 地方财政自主权的差异

虽然在中国,地方政府既没有制定地方税率的权力,也没有规定税基的自主权,但这并不意味着不同地区政府拥有相等的税收收入和在财政开支方面享有相似的自主权。这是因为在中国地方税收主要来自于增值税、营业税和企业所得税,由于这些税收基本覆盖制造业和服务业部门,因而第二产业和第三产业在 GDP 中占有相对较高比重的地方(主要在沿海省份)就会在地方税收收入方面比平均水平高。相反,以农业为主要产业的中西部省份所获得的税收收入就会较低。同样的原理适用于近年来日益重要的个人所得税(PIT)的分配,家庭平均收入越高个人所得税的收益就越高,因此对于相对富裕的沿海省份就更有利(Fedelino and Ter-Minassian, 2006)。[1]

---

① 而且,发达地区也可以从出售当地土地使用权来获取高额的预算外收入,而欠发达地区由于土地价格较低而较少地获得该项财政资源。

这样的结果就是，各地地方政府获取的地方财政税收收入显示出地区间的差异。富裕地区地方政府不仅比欠发达地区地方政府获得更多的财政资源，而且具有较高的财政支出自主权，较少地依赖于上级政府的转移支付。①与之相反，获得较少税收收入的欠发达地区地方政府会更加依赖于上级政府的转移支付，一旦财政资源大多数来自于上级政府，地方政府往往更缺乏动力去服务当地人民，尤其是政治和经济上都比较弱势的农村人口。为了更好地理解这些问题，更透彻地分析中国地方政府的责任是必要的。

（三）中央集权政治体制下的政府责任

像在中国这样一个政治集权体制下的国家，地方政府官员自然会更加对上级政府负责而不是对当地需求负责。这些地方政府官员毕竟是被等级严密的人事制度安排所控制，有一整套的业绩指标来监督、评价地方政府官员，这些指标包括每年的GDP增长率、征收的税收收入、上缴上级政府的税收收入、吸引外商投资的资金量以及各种的社会目标，比如出生率、维护公共安全、提高入学率等等。对地方官员寻求仕途上的晋升来说，成功地达到或者超过上级政府设定的这些指标是非常重要的。在各地区官员为得到晋升而展开政治竞争的过程中，地方政府官员为达到这些政策目标而相互竞争是可以理解的。

在中国的政治体制下，地方政府的政策目标由上级政府来设定并不是一个偶然的现象，因为在中国没有表现投票者的偏好，从而自下而上来监督地方政府的选举机制，因此中央政府不得不亲自来监督地方政府领导人。为了确保这些政策目标得到实施，上级政府需要一些手段来控制地方干部。随着20世纪80年代和90年代初期经济更加的自由化，中央政府发现通过包括传统计划调控手段在内的管理手段来控制地方政府的能力降低了。因此税收集权制度

① 原则上讲，更高的财政资源本身意味着更强的财政能力。这可能转化成更多的再分配资金从而直接使相对贫穷的农村人口受益，或者转化成更好的公共物品和服务从而间接使他们受益。但是更强的财政能力并不必然意味着更高的动力，在中国目前的政治体制下，地方政府官员是由上级任命而非选举产生。这意味着发达和欠发达地区都没有偏向于相对贫穷农村人口的选举机制，因此，在本文中我们通过分析财政开支模式和财政可靠性来集中讨论财政开支对城乡差距的影响。

势在必行，因为财政转移支付的控制权可以被当作胡萝卜加大棒的手段来促使地方政府的配合。这可能有助于部分解释为什么从90年代中期开始中央实行税收集权制度，并且通过转移支付的方式来进行财政支出，但与此同时，大多数转移支付的作用是加剧不平等而不是促进平等。这同样有助于解释在1994年财政改革后中央拥有越来越多的财政资源，但却没有增加一般性的均等化的转移支付，而显著增加了对应性的转移支付。[①]毕竟，把税收收入在被提成之前集中到中央，使得中央有保留资金的权力。与一般性的转移支付相比，对应性的转移支付在控制地方政府方面更加有效。

然而，在资金由上级政府分配的前提下，地方政府的业绩由一些相对更容易监督的"核心"指标来评价，这些转移支付将不可避免地扭曲地方政府的激励。通常情况下对这些转移支付尤其是对应性转移支付的决定是非常任意的，这就导致广泛的讨价还价、非正当的竞争和迎合上级政府以及进一步的寻租现象。[②]地方政府为了竞争获取上级政府的转移支付，会有强烈的动机在财政开支和投资方面建设形象工程，而这通常不会给贫困农村人口带来任何甚至短期的利益(Park et al., 2002)。

此外，由于中国大多数的财政拨款是以对应性转移支付形式进行的，这些转移支付必然限制了地方政府财政开支的自主权，这将进一步减少地方政府有效使用这些财政资源的动机。如果地方政府财政开支是由上级政府来提供的话，所有这些因素都将对城乡差距产生负面作用。

财政集权和资金由中央转移支付提供的财政支出分权对地方

---

① 在1994年财政改革后，中央政府已经取得了大量的分配控制权。但是，中央税收中很大一部分通过指定用途的转移支付和税收分成(这两者往往都是不平衡的)，而不是通过一般性的转移支付(这往往是平衡的)返还给地方政府。而且，因为税收分成在总转移支付中所占份额的下降，中央政府的财政分配灵活性有所提高。然而，直至2000年早期，中央政府还没有显著增加比较平等的一般性转移支付的份额，但是却增加了相对任意的对应性转移支付的比重(World Bank, 2002)。

② 例如，在中国的扶贫项目中资金的转移是频繁的，因为项目目标往往是贫困县而不是贫困家庭，而且这些资金是通过县政府来安排的。在补助贷款项目中，地方政府官员有强烈的动机将资金投入到工业项目中，这不仅是因为这些项目有可能产生更多的财政资源，而且因为地方政府官员面对政绩评价时，工业产出和利润指标是成功政绩的重要指标，即使这些可能并不会给缓解贫困带来很大的帮助(Morduch and Jonathan, 2000; Park et al., 2002)。所有这些行为都将显著削弱中国反贫困项目帮助贫困农村的效果。

政府管理效果的负面作用，已经被关于财政联邦制度的学术文献广泛深入地研究过了。根据 Weingast(2004)的观点，任何通过分配财政政策的集权制度都将导致地方政府在提高增长率和配置资源方面产生消极的动力。第二，在中央和地方之间的实质财政安排通常建立在政治谈判而不是建立在既定的规章制度上，这往往使中央在转移支付上的决定显得比较任意(Besley and Coate, 2001)。Careaga 和 Weingast(2003)进一步认为通过自身税收来维持开支的地方政府有动力提供促进市场经济的公共物品，而较依赖于中央政府拨款的地方政府更有可能利用资源来干预经济和寻租。同样有基于多个国家的研究表明财政分权(在政府财政总支出中下级政府支出的份额)将会提高各种基础设施的单位资本利用率，并且减少腐败行为。然而，当税收收入分权(用建立在下级政府自身税收收入基础上的财政开支来测度)的情况下，这种效果将更加强烈(Estache and Sinha, 1995; Fisman and Gatti, 2002)。毫无疑问，上述制度既不利于经济增长(降低地方政府通过提供有效公共物品来提高经济增长率的动机)又不利于偏向农村的转移支付和公共服务的效果，这一机制在中国同样存在。

四、城乡差距和地方财政支出：实证评价

(一) 数据

我们关于城市和农村收入的数据有三个不同的来源。1999 年至 2003 年之间城市可支配收入和农村净收入的数据来自于由国家统计局出版的《中国地区经济统计年鉴》(NBS, 2000—2004 年)。1999 年之前农村净收入数据来自于农业部提供的数据。[①]1999 年之前城市可支配收入数据来自于由国家统计局出版的《新中国城市 50

① 农业部有单独的统计报告系统，每一个县通过该系统上报每年的农民净收入。我们将县的农村收入加总到地级市标准，每个地级市人均农业净收入通过每个县的人均农业收入再根据每个县的农村人口加权计算得出。

年》(NBS, 1999)。尽管数据的来源不同,这些数据相互之间,以及和国家统计局提供的国家级数据之间具有很好的一致性。

我们的财政数据来自于《全国地级市,县级市和县的统计资料》,由财政部出版(MOF, 1994—2004)。这些数据覆盖了1994年至2003年每一个县级行政单位(包括县、县级市以及地级市城区)的财政资料。因为我们城乡收入数据只有地级市的数据,我们通过对县级的财政数据进行加总来得到地级市水平的数据。目前,在中国有333个地级市级别的行政单位。然而,因为有一些地级市(主要在中国西部,包括西藏的所有地级市)没有提供他们的财政或收入数据,我们只能获得260—270个地级市的数据。我们同时拥有财政数据和收入数据的地级市的数量在不同时期是不同的。在1994年至1997年之间我们有263个地级市数据,1999年至2000年有269个地级市数据,2001年至2003年有270个地级市数据。

(二)特征性事实

1. 城乡收入差距与经济发展。

图2分别用国家统计局的全国城乡收入数据和我们通过加总所有地级市相应的城市和农村人口得到的数据显示出城乡收入比,因为物价水平随着时间在变化,我们以1994年的价格按照官方的省级消费品价格指数来表示随后几年的城乡收入。我们可以获得每个省单独的农村和城市的消费品价格指数,我们使用这些单独的指数,以便消胀指数可以在省际间和省内的城市和农村地区间区分开来,因此,城乡收入比是通过把城市和农村收入以1994年的价格分别计算的。

从图2我们可以看到,尽管我们的数据只包括中国333个地级市中的260—270个,与建立在国家统计局全国数据基础上的城乡收入差距相比,建立在我们数据上的城乡差距显示出非常相似的趋势。两种城乡差距比率都是在1994年至1999年之间先下降,然后再上升。建立在国家统计局全国数据基础上和建立在我们数据基础上城乡差距的不同来源于我们数据中没有考虑的地级市数据。

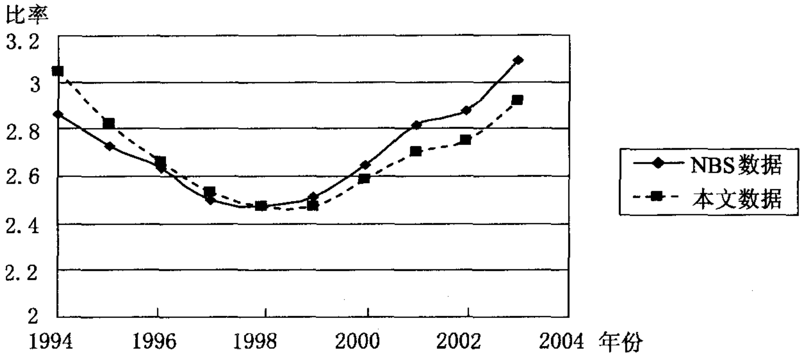


图2　建立在NBS全国数据和我们地级市数据基础上的城乡收入比率的比较

这些行政单位大多数来自于中国西部，它们平均来说可能在1994年至1995年间有较低的城乡差距，而自从2001年后又具有较高的城乡差距。

基于我们的地级市数据，图3分别显示了1994年至2003年沿海地区和内陆地区的城乡差距，如图所示，中国的城乡差距在地区之间是不一致的，欠发达的内陆地区平均来说比发达的沿海地区具有更高的城乡收入差距。在1994年至2003年内陆地区的城乡收入比要大于3，而沿海地区小于3。沿海地区和内陆地区都经历了1994年至1998年间城乡差距的下降，紧接着又出现了显著的上升，内陆地区的差距平均来说要大大高于沿海地区。

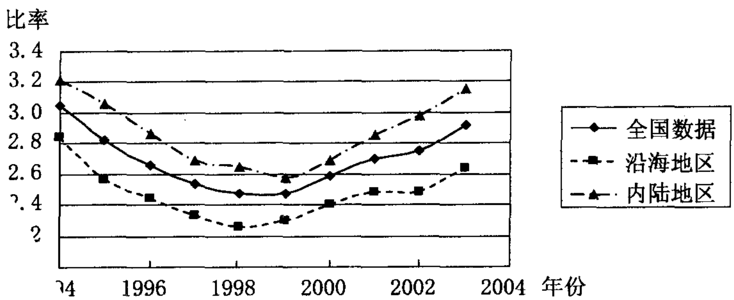


图3　城乡收入比率：沿海和内陆地区

为了更好地理解经济发展和城乡差距间的关系,图 4 描述了建立在我们地级市逐年数据基础上的人均 GDP(以对数的形式)和城乡收入比率之间的关系。正如图 4 所示,这两个变量每年都呈现出负相关的关系并且在后面几年中这种负相关关系变得尤为显著。

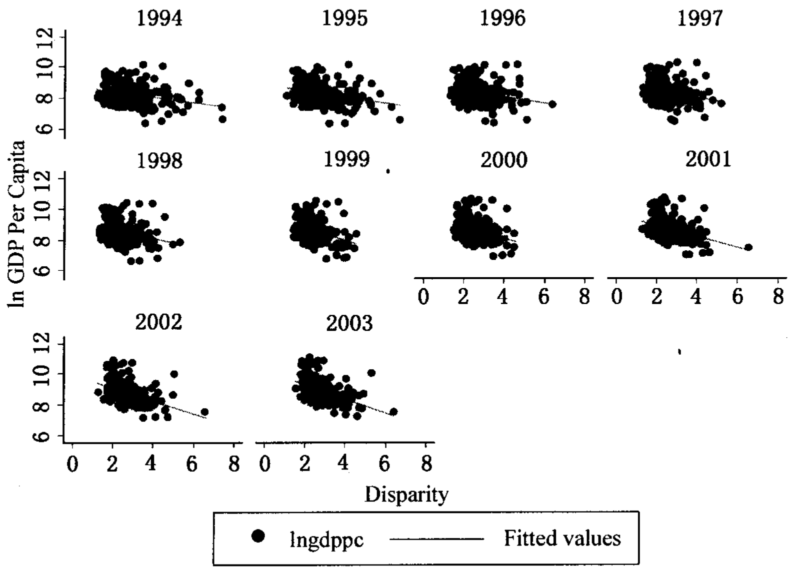


图 4　经济发展和城乡收入比率

2. 地方政府财政开支。

现在让我们考虑地方政府财政开支,基于我们地级市的数据,图 5 和图 6 分别表示 1994 年至 2003 年地方政府财政开支占当地 GDP 的比重和人均政府开支。如图所示,在 1994 年税收改革后上述两项指标都在增加,相对来说,内陆地区的财政开支在当地 GDP 中占有更大的份额,但是人均政府开支及其增长率都要比沿海地区低。

图 7 表明政府在扶持农业上的财政开支在总开支中占的份额。这一指标在沿海和内陆地区都有非常显著的下降,这意味着从 1993 年至 2004 年政府的财政政策越来越偏向城市。这部分原因是因为当地的税收收入开始越来越多地来源于非农产业税收,比如营业税、个人所得税,因此地方政府有更大的动力来为贡献大多数税收

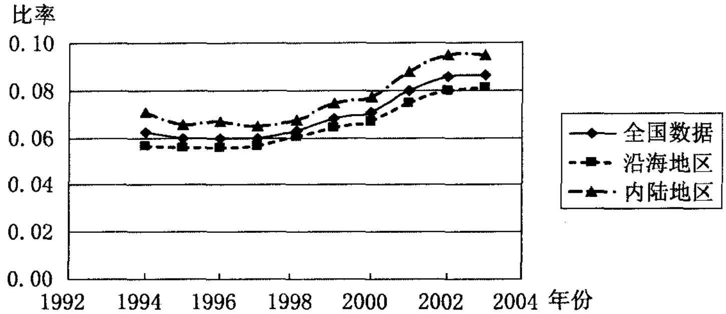


图 5　政府财政开支占 GDP 的比重

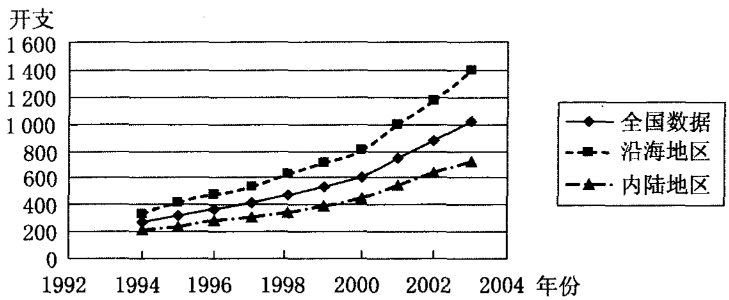


图 6　人均政府财政开支

的非农产业部门提供财政支出。

和沿海地区相比，内陆地区在农业扶持支出占总支出份额这一指标上的下降尤为明显。部分原因可能是他们的财政能力较低，以致他们财政开支中更大的部分不得不用于城市人口和政府雇员。

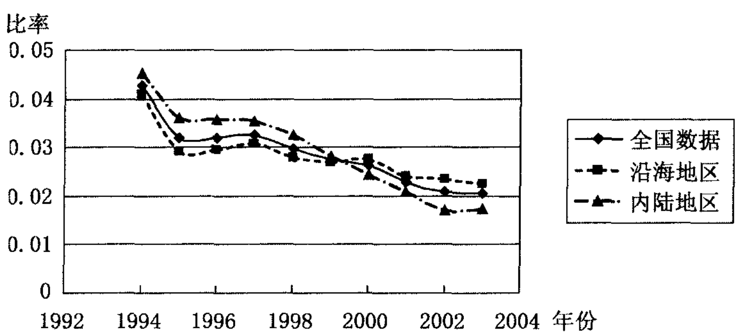


图 7　政府财政开支中农业扶持支出

图8给出了依靠政府财政的人员占当地人口的比例(1/10 000),在中国依赖政府财政的人员包括政府行政人员和公共服务单位(比如当地公共学校和卫生机构)的雇员。除了1997年至1999年之间这段时间外,这一比例在这段时期内都经历了稳定的增长。1995年至1999年发生了大规模的国有企业重组,随着这些国有企业的私有化,原来许多当地国有企业的雇员都不再依靠政府财政。因为国有企业重组在沿海地区尤为流行,所以这一比例在这些地区下降较大。从1999年起,这一比例又重新开始稳定地增长。因为在过去的十年中地方财政开支中占最大份额的工资、奖金和退休金又开始稳定增长(Shih and Zhang, 2004),地方政府财政开支偏向城市的本性变得更加严重了。

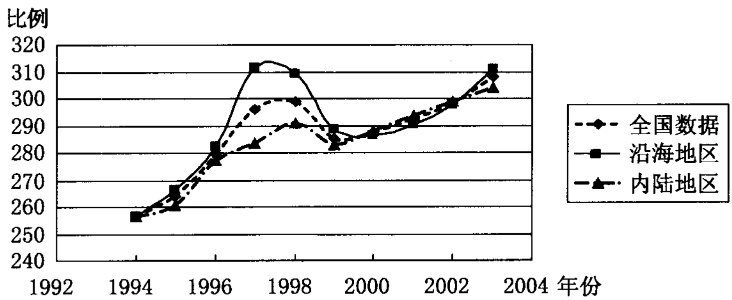


图8 依靠政府财政的人员占当地人口的比例(1/10 000)

3. 中央财政权力和地方财政自主权。

基于国家财政数据,图9描述自1991年起中央政府在总税收和财政开支中所占的比例。在中央政府税收和财政开支之间的差异可以认为是中央转移支付的比例。如图所示,1994年税收改革对中央税收收入所占比例的影响是非常明显的:中央政府税收收入比例在一年之间从22%跳至56%。不过,中央税收收入比重在随着最初的略微下降后紧接着又逐步上升。和中央税收收入比重相比,中央财政开支比重在1994年前后相对稳定。1994年后,在1994年至1996年间这一比例有一个小的下降,接着直到2000年为止都稳步上升,那时中央通过积极的财政政策来扩大内需。总体而言,在

1994 年税收改革的时候中央的转移支付显著增长。然而，在 1994 年至 2000 年之间，中央税收份额和中央财政开支份额之间的缺口有一些微弱的下降，不过这一缺口在 2000 年之后又开始显著回升。

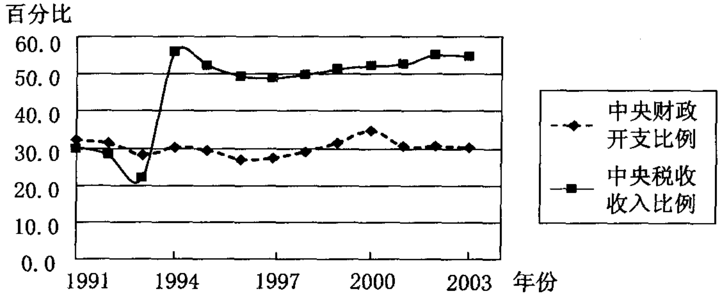


图 9　中央政府的税收收入和财政开支比例

基于我们的地级市数据，图 10 进一步显示了地方财政自主权（定义为地方财政总开支中地方税收收入所占的比重）的变化。我们观察到一个有趣的现象，对国家整体来说从 1994 年至 1998 年地方财政自主权存在小幅的上升过程，随后这一指标才开始下降。其原因是在 1994 年税收改革后地方税收（比如营业税和个人所得税）收入经历了较快的增长。①这一比重的上升大部分归结于内陆地区的增长，在此时期沿海地区这一比重几乎维持不变。这是因为中央税收很大一部分是通过与地方分成来征收的，并且制定用途的转移支付更倾向于沿海地区。因此，内陆地区没有获取较多的转移支付（尽管他们诸如营业税等税收收入增长非常快）。然而，在 1998 年后对全国来讲地方财政自主权开始下降，并且内陆地区的地方政府开始获取更多的转移支付，与此同时当地税收收入增长速度缓慢。而从 2001 年开始，因为中央转移支付的增长要快于当地税收收入的增长，所以所有地区的财政自主权开始下降。

① 尽管 1994 年引进的增值税在 1994 年至 1998 年间增长非常迅速，它在总税收收入中所占份额从 43% 下降到 37.4%，而同时消费税由 9.1% 下降到 8.4%。与之对比，营业税、地方税（除了银行部门）从 12.6% 增长到 16.3%，同时 1994 年还并不重要的个人所得税在 1998 年征收到 340 亿元人民币，在总税收收入中的比重超过 6%。由于地方税收较高的弹性，中央政府所占的税收份额在 1990 年代中期有所下降，但是在 1998 年后随着消费税的强劲上升，这一比重又有所反弹，这主要是因为政府成功地打击走私和修订税收规则与分配制度。

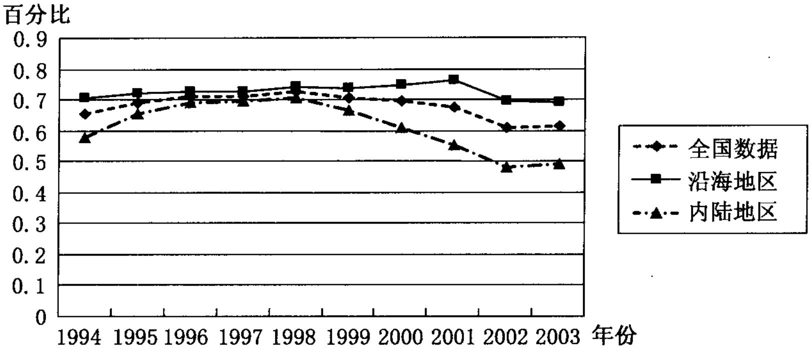


图 10　由当地税收提供的地方政府财政开支比例

（三）回归分析的结果

为了更好地分析政府支出和财政分权在中国城乡差距上的影响，我们利用了回归的实证分析，这个分析使用了建立在地级市数据基础上的面板数据模型。下面我们对此进行详细分析：

$$DISPARITY_{it} = \alpha \ln GDPPC_{i,t} + \beta_1 GE_{it} + \beta_2 GE_{it} \cdot FISAUTO_{it} + \omega' X_{it} + v_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

这里因变量 $DISPARITY_{it}$是指在 t 年 i 市的城乡收入比。$GDPPC_{i,t}$ 是当地人均 GDP。GE_{it} 是一组代表地方财政支出的变量。$FISAUTO$是地方的财政自主权变量，换句话说是由当地税收提供的地方政府财政开支比例。X_{it}代表诸如地方人口数量和城市化比例（城市人口占当地总人口的份额）的其他控制变量。i 是不可观测的地级市固定效应，t 是时间固定效应，ε 是误差项。

相对于我们的目的来说，α，β_1，β_2 是三个关键系数。α 可以理解为经济增长对于城乡差距的影响。当 α 显著为负时，经济增长偏向农村。β_1 是地方财政政策对于城乡收入差距的影响，对它的解释取决于使用的变量。为了评估所有财政政策的影响，我们以 β_1 估计人均政府财政支出（per capita govexp）、政府支出占当地 GDP 的比重（govexp/GDP）以及依靠政府财政的人员占当地人口的比重（fiscal dependent/pop）。这些估计将帮助我们去识别地方政府支出是否全面偏向城市。为了评估政府支持农业的财政政策效果，我们

用β_1估计政府扶持农业的财政支出占地方政府财政总支出的比重（agrisuppexp/govexp）。这将有助于识别政府通过提高农村收入增长来支持农业的支出是否有助于缩小城乡差距。

β_2是$GE_{it} \cdot FISAUTO_{it}$的系数，也是一个关键系数。由于财政支出变量与地方财政自主权相互作用，我们假定恶化或者改进城乡差距的政府财政支出的作用取决于地方财政自主权。如在第三部分假定的那样，其他保持不变，更高的地方财政自主权往往会减少通过公共支出建设形象工程的积极性，增加他们更有效使用财政资源的动力，从而达到改进城乡差距的结果。因此，β_2应该是负的。我们对财政分权有两种可供选择的衡量方式。第一种方式是把财政分权定义为地方政府财政总支出中当地税收的份额，但是考虑到可能存在的财政赤字和财政盈余会导致曲解。第二种方式是已扣除财政赤字的地方政府财政总支出中当地税收所占的份额。对财政分权使用这两种解释方法将有助于检验我们实证估计的可靠性，因为我们没有理由去假定财政分权自身直接对城乡收入差距产生影响，在我们的估计方程中排除了*FISAUTO*。

表1给出了我们回归分析使用的关键变量的描述统计表。为了便于理解，我们将这些变量表示为他们的原始值，尽管在实证估计中我们对除了财政自主权变量外所有的变量使用了其对数值。

表1　关键变量的描述性统计

变　　量	平均值	标准差	最小值	最大值
城乡收入比率	2.55	0.79	1.06	7.41
人均 GDP	6 972	6 535	583	68 067
单位 GDP 政府开支	0.082 4	0.043 4	0.022 7	0.612 8
人均政府开支	623.89	796.54	68.09	21 607.36
财政依赖人口占总人口比重	0.03	0.009	0.008	0.087
农业扶持财政支出占政府开支比重	0.031	0.018	0.001	0.182
财政自主权变量1	0.61	0.19	0.08	1.39
财政自主权变量2	0.58	0.19	−0.26	1.76

表2 和表3 分别表示了对财政自主权变量使用第一种定义和第二种定义的实证结果。除了财政分权变量,我们对所有的变量都采用了对数形式,这样这些系数可以被理解为弹性。在所有的估计方程中,我们把特定地级市变量和时间变量控制为哑变量。由于除了当地人口和城市化比率外所有的独立变量都可能产生内生性问题,所以我们也要利用潜在内生变量的滞后值来作为工具变量估算我们的方程。

如表2、表3 所示,人均 GDP 的系数总为显著的负数,这表明经济发展有助于减小城乡收入差距。换句话说,经济增长总体来说是有利于农村发展的。这可能是由于农村人口可以通过进城打工,进行非农业劳动来获得较高的收入。由于财政自主权对经济发展的正面影响已被广泛的文献所研究(由于缺少数据,在这里我们无法评价两者的关系),我们可以推断较高的财政自主权会通过其对经济发展的正面影响有助于缩小城乡差距。

在表2、表3 中,政府支出占当地 GDP 比重(govexp/GDP)的系数,人均政府支出(per capita govexp)的系数以及依靠政府财政的人员占当地人口比重(fiscal dependent/pop)的系数都为正,并且统计上是显著的。这表明在中国地方政府在财政支出上严重偏向城市。尽管农业扶持开支占地方政府总开支比重(agrsuppexp/govexp)的系数为负(或者说是偏向农村的),但是这在统计上并不显著。

从我们的财政政策变量和财政自主权变量的交互项的系数可以得出更加有趣的结论。我们的估计表明,这些系数都为正且在统计上是显著的(或者至少边际显著)。和我们的假设一致的是,这些结果意味着更高程度的财政自主权可以减少政府支出的偏向城市倾向,或者说可以加强政府支出在支持农业发展方面对农村发展的正面影响。

我们有必要指出这些结论存在着局限性。首先,我们的分析只估计了解释变量对被解释变量当年的影响。但是政府支出尤其是对基础设施和教育等公共物品和服务的支出,会对此后若干年均产生影响。其次,用潜在内生变量的滞后值分析这些变量在控制内生

表 2　地方财政行为对城乡收入比率的影响（采用财政自主权变量 1 的估计）

	城乡收入比率							
	固定效应				包括 IV 的固定效应			
人均 GDP	-0.102	-0.123	-0.140	-0.130	-0.093	-0.123	-0.153	-0.113
	(3.23)**	(3.95)**	(4.69)**	(4.30)**	(2.00)*	(2.56)*	(3.59)**	(2.55)*
单位 GDP 政府开支	0.085				0.141			
	(3.44)**				(3.04)**			
交互项 a	-0.050				-0.088			
	(3.28)**				(3.44)**			
人均政府开支		0.054				0.118		
		(2.14)*				(2.44)*		
交互项 b		-0.153				-0.219		
		(4.18)**				(4.24)**		
财政依赖人口占总人口比重			0.108				0.240	
			(4.24)**				(4.23)**	
交互项 c			-0.036				-0.057	
			(3.34)**				(3.11)**	
农业扶持财政支出占政府开支比重				-0.009				-0.036
				(0.94)				(1.47)

（续表）

	城乡收入比率							
	固定效应				包括 IV 的固定效应			
交互项 d				−0.016				−0.038
				(1.60)				(2.05)*
人口	0.093	0.114	0.068	0.054	0.019	0.082	−0.027	0.008
	(0.89)	(1.10)	(0.67)	(0.52)	(0.16)	(0.69)	(0.24)	(0.06)
城市化	−0.001	0.005	0.004	0.000	−0.016	−0.008	−0.002	−0.020
	(0.04)	(0.28)	(0.27)	(0.01)	(0.90)	(0.47)	(0.14)	(1.09)
常数项	1.315	1.217	1.971	1.646	1.878	1.363	3.231	1.632
	(1.57)	(1.48)	(2.40)*	(1.98)*	(1.75)	(1.38)	(3.21)**	(1.49)
R^2	0.83	0.83	0.83	0.83	0.84	0.84	0.84	0.84
观测值	2 639				2 375			

注：1. ***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

2. 地级市哑变量和时间哑变量都控制了。

3. 括号内的数据是稳健性 t 值。

4. 人均国民生产总值（GDP），城乡收入，人均政府支出这些变量，均按照来源于国家统计局的国民生产总值（GDP）和居民消费价格指数（CPI）省级数据缩减至1994年的价格水平。

5. 交互项 a、交互项 b、交互项 c 和交互项 d，依次是单位 GDP 政府开支变量、人均政府开支变量、财政依赖人口占总人口比重变量和农业扶持财政支出占政府开支比重变量分别与财政自治变量的交互项。

表 3　地方财政行为对城乡收入比率的影响（采用财政自主权变量 2 的估计）

	城乡收入比率							
	固定效应				包括 IV 的固定效应			
人均 GDP	-0.094 (3.00)**	-0.126 (4.06)**	-0.130 (4.43)**	-0.127 (4.28)**	-0.081 (1.79)	-0.127 (2.64)**	-0.137 (3.36)**	-0.105 (2.46)*
单位 GDP 政府开支	0.079 (3.38)**				0.129 (2.73)**			
交互项 a	-0.046 (3.54)**				-0.069 (2.57)*			
人均政府开支		0.053 (2.17)*				0.113 (2.34)*		
交互项 b		-0.151 (4.34)**				-0.223 (3.88)**		
财政依赖人口占总人口比重			0.103 (4.14)**				0.222 (3.93)**	
交互项 c			-0.033 (3.56)**				-0.038 (2.04)*	
农业扶持财政支出占政府开支比重				-0.008 (0.87)				-0.040 (1.64)

（续表）

	城乡收入比率							
	固定效应				包括 IV 的固定效应			
交互项 d				−0.021				−0.034
				(2.47)*				(1.74)
人口	0.090	0.100	0.069	0.056	0.018	0.058	−0.020	0.015
	(0.86)	(0.97)	(0.68)	(0.54)	(0.15)	(0.49)	(0.18)	(0.12)
城市化	0.001	0.006	0.006	0.000	−0.012	−0.005	0.001	−0.018
	(0.07)	(0.39)	(0.39)	(0.01)	(0.72)	(0.32)	(0.07)	(0.99)
常数项	1.262	1.327	1.866	1.600	1.779	1.558	3.006	1.516
	(1.50)	(1.63)	(2.28)*	(1.93)	(1.68)	(1.60)	(3.05)**	(1.40)
R^2	0.83	0.83	0.83	0.83	0.84	0.84	0.84	0.84
观测值	2 639				2 375			

注:1. ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。
2. 地级市哑变量和时间哑变量都控制了。
3. 括号内的数据是稳健性 t 值。
4. 人均国民生产总值(GDP),城乡收入,人均政府支出这些变量,均按照来源于国家统计局的国民生产总值(GDP)和居民消费价格指数(CPI)省级数据缩减至 1994 年的价格水平。
5. 交互项 a、交互项 b、交互项 c 和交互项 d,依次是单位 GDP 政府开支变量、人均政府开支变量、财政依赖人口占总人口比重变量和农业扶持财政支出占政府开支比重变量分别与财政自治变量的交互项。

性方面并不完美。所有这些表明，这些实证结果总体来说支持我们的假设。

五、结论

过去十年，中央政府加大了财政集权的力度，同时通过财政转移的方式给地方政府拨款。近些年来，中央开始调整原来不平等的转移支付体系，逐渐增加对欠发达地区的转移支付。尽管目前很大一部分的转移支付都是对应性的，但是地方政府有更大自主权的，一般性的转移支付已成一种趋势。

尽管中央的这些举措可能对那些欠发达地区严重资金不足的情况会有所帮助，但是在目前的中国地方管理体制下，这样的财政转移支付对于农村地区到底会有多大效果呢？问题的答案取决于财政资源增加带来的正面作用在多大程度上会被它对地方政府对农村居民的责任的负面作用给抵消掉。一方面，这些举措可能帮助解决当地的一些资金问题，从而是有助于农村的；另一方面，地方政府的开支越来越多地由上级政府转移支付提供不仅会减少地方政府发展经济（这是有利于农村的）的动力，从而间接上加剧了城乡差距，而且降低了政府对政治弱势群体农民的责任感，使为提高农民收入而增加的政府开支效果大打折扣。在中国目前制度框架下，地方政府有内在的倾向在财政开支中偏向城市人口，因此当地政府在得到中央转移支付后，要不减少对农村地区的投入，要不就是投资于一些形象工程，或者更糟的是将这些资金用在只对一小部分有特殊背景城市人口有利的项目上。从中央开始推行“社会主义新农村”起，已经有很多事实证明了这种推断。那些用来争取中央转移支付但对于农民没有好处的形象工程到处都是，但是考虑到中国地方政府管理体制中存在的严重问题，这种现象不发生才奇怪。

中国目前仍然是用国家主导的自上而下的方式来处理城乡差距的问题。中央集权的政治制度进一步要求财政制度的中央集权，

从而可以对这些不是选举出来的政府官员进行有效的管理。在这种环境下，这种自上而下的方法可能是唯一的途径了。因为没有自由选举和有效的地方群众的参与，地方政府不可避免地缺少真正对当地人民的责任，中央政府因此不得不大量介入地方政府行为，直接指示可以做什么和不可以做什么。当地方政府被剥夺了他们大部分的财政和行政自主权，中央政府唯一的选择就是将控制权掌握在自己手中并提供转移支付。发展理论早已指出，这种国家主导的发展计划通常都将导致大范围内的低效率，出现不符合地方需要的投资或是无法控制政府项目执行过程中的腐败（Mookherjee, 2001; Bardhan, 2002）。

由于没有意愿通过公开选举的方式来增强政府的责任，而是只想通过财政手段控制地方政府，中央政府正在面临地方政府责任感更少的风险。如果地方政府提供服务的责任和它的资金和财政权力不挂钩，那么地方政府官员就没动力有效地提供所需的公共物品和服务，因为更多的财政资源是来自于反映上级政府的政策意愿而不是地方需求的转移支付。通过切断税收和利益之间的联系，财政支出地方分权只会把公共部门的资源转移到和处于政治弱势的农民需要不相关的地方。受到诸如转移支付之类来自于公共资源的资助，进一步扩大的地方官僚和更多的寻租行为将变得非常可能，而这是以牺牲中央政府原先计划中的受益人——农村人口的利益为代价的。因此，如果不从根本上改变地方政府的管理体制，中央试图缩小城乡差距的做法能否成功是让人怀疑的。

因此，要想缩小城乡差距，政府不能仅仅关注对农村地区进行转移支付这样的行为，这是在国家建设“社会主义新农村”过程中很可能采用的一种危险的做法。如果中国的领导人打算处理农村中存在的问题从而使它不在城市中出现，那这种做法是非常容易产生误导的。毕竟，农村收入增长的潜力是非常有限的，长期来看，减少城乡之间的收入差距还是要靠在城市中制造业和服务业部门创造的就业机会。因此协调城市改革，从而可以持续地让更多农村人口移民到城市来是非常必要的，而不是让他们留在农村或者是像现在

这样被当作城市二等公民。目前由于中国户口歧视政策，中国的劳动力流动仅仅是大量的游民，只能在城市中得到一些临时工作。农民工不能像那些在户口制度中被划为城市人口的居民一样享有同等水平的社会保障福利、住房补贴以及子女的优质教育机会。因为缺少为农民工提供的城市公共服务，他们不愿或不能放弃作为他们的救命稻草的土地。这样，由于很少有多余的土地能拿出来适应农村人口结构的变化，那些留在农村的人想扩大农业生产规模和保证他们土地长期使用权就变得非常的困难。因此，进一步加强户籍制度的改革不仅有利于那些年轻且受过更多教育的农村劳动力离开农村到城市寻找更高收入的工作，而且也有利于保证农村土地安全和提高留在农村的人口的收入水平。

参考文献

Bardhan, Pranab, 2002, "Decentralization and Governance in Development", *Journal of Economic Perspectives*, fall, 185—205.

Bernstein, T. and X. Lu, 2000, "Taxation without Representation: Farmers, the Central and Local State in Reform China", *China Quarterly*, September, 742—763.

Besley, Timothy and Stephen Coate, 2001, "Centralized versus Decentralized Provision of Local Public Goods: A Political Economy Analysis", NBER Working Paper 7094.

Careaga, Maite, and Barry R. Weingast, 2003, "Fiscal Federalism, Good Governance, and Economic Growth in Mexico", in Dani Rodrik, ed., *In Search of Prosperity: Analytic Narratives on Economic Growth*, Princeton: Princeton University Press.

Chen, X., 2003, *A Study on China's County and Township Public Finance and Farmer Income Growth*, Shangxi Economic Press.

De Brauw, A., J. Huang, and S. Rozelle, 2004, "The Sequencing of Reform

Policies in China's Agricultural Transition", *Economics of Transition*, 12, 3, 427—465.

Estache, A. and S. Sinha, 1995, "Does Decentralization Increase Public Infrastructure Expenditure?" in A. Estache (ed.), *Decentralizing Infrastructure: Advantages and Limitations*, World Bank Discussion Papers 290, Washington D. C..

Fedelino Annalisa and Teresa Ter-Minassian, 2006, "Intergovernmental Fiscal Relations in China", Paper prepared for the Stanford Conference on Economic Challenges in Asia.

Fisman, R. and R. Gatti, 2002, "Decentralization and Corruption: Evidence Across Countries", *Journal of Public Economics*, 83, 325—345.

Hannum, Emily and Albert Park, 2002, "Educating China's Rural Children in the 21st Century", *Harvard China Review* 3(2), 8—14.

Hannum, Emily and Meiyan Wang, 2005, "Geography and Educational Inequality in China", Forthcoming in *China Economic Review.*

Kanbur, Ravi and Xiaobo Zhang, 1999, "Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-Urban and Inland-Coastal Inequality in China from 1983 to 1995", *Journal of Comparative Economics*, 27, 686—701.

Khan, Azizur R. and Carl Riskin, 1998, "Income Inequality in China: Composition, Distribution and Growth of Household Income, 1988—1995", *China Quarterly*, June, 221—253.

Knight, J. and Song Lina, 1999, *The Rural-Urban Divide, Economic Disparities and Interactions in China*, Oxford: Oxford University Press.

Li, Shi, 2002, "A Survey on China's Inequality", Paper prepared for International Conference on Equity and Social Justice in China's Transition, Beijing, China.

Lin, Justin Yifu, Fang Cai, and Zhou Li, 2003, *The China Miracle: Development Strategy and Economic Reform*, Hong Kong: The Chinese University Press.

MOF(Ministry of Finance), *1994—2004 Statistical Material for Prefectures, Cities, and Counties Nationwide*, the Ministry of Finance P. R. China.

Mookherjee, Dilip, 2001, "Combating the Crisis in Government Accountability: A Review of Recent International Experience", IED Discussion Paper, 117.

Morduch and Jonathan, 2000, "Reforming Poverty Alleviation Strategy", *Economic Policy Reform: The Second Stage*, ed. by Anne Krueger, Chicago: University of Chicago Press.

NBS, 1999, *50 Years of New China Cities*, China Statistical Press.

NBS, 2000—2004, *China Statistical Yearbook for Regional Economy*, China Statistical Press.

NBS, 2002, *Collection of Data for China's Fifth Population Census in 2000*, Beijing, China Statistical Press.

NBS, Various years, *China Statistical Yearbooks*, China Statistical Press.

Park, Albert, Sangui Wang and Guobao Wu, 2002, "Regional Poverty Targeting in China", *Journal of Public Economics*, 86, 123—153.

Rawski, Thomas, 2002, "Recent Developments in China's Labour Economy", report prepared for the International Labour Office in January 2002.

Shih, Victor, and Qi Zhang, 2004, "Who Receives Subsidies: A Look at the County-Level Before and After the 1994 Tax Reform", Paper presented at the conference "Paying for Progress: Public finance, Human Welfare, and Inequality in China", held at the Institute for Chinese Studies, May 21—23, Oxford, U. K..

Solinger, Dorothy J., 1999, "Citizenship Issues in China's Internal Migration: Comparisons with Germany and Japan", *Political Science Quarterly*, 114, 3, 455—478.

Tao, Ran and Mingxing Liu, 2005, "Urban and Rural Household Taxation In China: Measurement, Comparison and Policy Implications", *Journal of the Asia and Pacific Economy*, 10, 4, 486—505.

Tsui and Kai-yuen, 2005, "Local Tax System, Intergovernmental Transfers and China's Local Fiscal Disparities", *Journal of Comparative Economics*, 33(1), 173—196.

Tsui, K. Y., 1993, "Decomposition of China's Regional Inequalities", *Journal of Comparative Economics*, 17, 600—627.

Wei, S.-J., 1997, "Siamese Twins—Is There State-Owned Bias", *China Economic Review*, 8 (1), 19—29.

Weingast, Barry, 2004, "The Performance and Stability of Federalism: An Institutional Perspective", in Claude Menard and Mary Shirley, eds., *Handbook of the New Institutional Economics*, Kluwer Academic Press.

Wong, Christine, 2000, "Central-local Relations Revisited: The 1994 Tax Sharing Reform and Public Expenditue Management in China", *China Perspective*, Number 31, September-October, 52—63.

World Bank, 1997, " Sharing Rising Incomes—Disparities in China", Washington D. C..

World Bank, 2002, "China National Development and Sub-national Finance: A Review of Provincial Expenditures," World Bank, Washington, D. C..

Yang, D. T. and Fang Cai, 2000, "The Political Economy of China's Rural-Urban Divide", Working Paper No. 6, 2, Center For Research On Economic Development And Policy Reform, Stanford University.

Yang, D. T., 1999, "Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China", *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, 89 (2), 306—310.

Zhang, Xiaobo, 2006, "Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Regional Inequality", *Journal of Comparative Economics*, December.

Zhou, Q., 2004, "Urbanization, Rural Land Transfer and Land Requisition Reform", *CCER Policy Briefing*, No. 4, Peking University.

财政集权与地方政府行为变化

——从援助之手到攫取之手*

◆ 陈　抗

（新加坡南洋理工大学南洋商学院应用经济学系）

Arye L. Hillman

（以色列 Bar-llan 大学经济系）

顾清扬

（新加坡南洋理工大学）

一、引言

Olson（2000）发现，解释国家间贫富差别的道理虽然有千条万絮，只有一条是放之四海而皆准的：在任何一个社会里，只要巧取豪夺比生产建设来得容易，掠夺活动就会使投资、分工、合作等创造活动萎缩，经济就不发达，社会就贫穷。反之，只要存在激励机制诱使

* 原文发表于《经济学（季刊）》2002 年第 2 卷第 1 期。

企业和个人积极地进行生产创造，经济就繁荣，社会就富足。Olson还发现，尽管“一手交钱、一手交货”的初级市场交易到处可见，在合同约束下进行的复杂市场交易却不很普遍。投资、融资、研发新产品等“产权密集型”生产活动只活跃于那些私人财产受到绝对保护、商业合同得到严格执行的国家。由此可见，政府对经济发展起着十分重要的作用，权力与繁荣有着非常密切的关系。

在什么条件下当权者会运用他们手中的权力保护产权、打击掠夺活动、促进生产？在什么条件下他们自己会侵犯私人财产、掠夺大部分劳动成果、打击生产活动？Olson（1993，2000）以流寇和坐寇的“罪犯比喻”来回答这个问题。流寇以掠夺为生，不断寻找新的目标。他只顾眼前，掠夺无度，不关心受害人的将来，只有“攫取之手”。但是，当流寇定居下来、变成统治一方的坐寇时，其利益机制起了变化。坐寇的占领地越富裕，他的收益也越高。因此，坐寇拥有“援助之手”，他掠夺有度，而且不允许其他强盗、土匪、黑帮、军阀来掠夺。他积极维持社会秩序安定，创造生产条件，甚至愿意兴修水利、铺路架桥、提供其他公共物品，因为这些活动和有限掠夺的目的一样，都是为了他自身的长远利益。

Olson的罪犯比喻不但对群雄争霸、成者为王败者为寇那种时代的政府是十分精确的描述，对现代政府的行为也具有深刻的洞察力。如果当权者的地位越稳定、自身利益与社会繁荣的关系越密切，他的眼光就越长远，有越强烈的激励伸出“援助之手”来促进经济发展。反之，当权者的行为就短期化，而且还具有强烈的激励伸出“攫取之手”通过损害社会利益来提高自身利益。

“援助之手”和“攫取之手”可以解释转型经济中的不同现象。“攫取之手”的存在已经被俄国、乌克兰、克罗地亚、保加利亚和其他一些地方的经验所证实（Frye and Shleifer，1997；Shleifer，1997；Gelb，et al.，1998；Levin and Satarov，2000；Blejer and Škreb，2001）。相反，学术界一般认为在转型期中国出现的是“援助之手”，它促进了私人投资，调动了创新的积极性（Oi，1992，1994；McKinnon，1992；Montinola et al.，1995；Qian and Weingast，1996，1997；

Jin et al., 1999; Blanchard and Shleifer, 2000)。

“攫取之手”与“援助之手”的行为区别涉及地方政府与中央政府的关系。在俄国,地方政府官员不能通过提供“援助之手”来获益,因为扩大税基带来的税收增加必须全部上缴到中央政府。这样的机制使地方政府失去发展地方经济的积极性,引发“攫取之手”的行为,勒索和乱收费非常普遍(Zhuravskaya, 2000)。在中国,一直到20世纪90年代的初期,地方政府有较强烈的激励对发展地方经济伸出“援助之手”。这是因为当时实行的财政包干制确定了地方政府“剩余占有者”的地位,使额外增长的税收大部分归地方政府支配。因此,地方经济的发展对地方政府以及政府官员个人都大有好处。然而,在90年代中期,伴随着分税制的实行,中国预算内的财政收入明显地向中央政府集中,税制改革和银行体制改革都带有财政集权的色彩。[①]同时,财政资源迅速地由预算内向预算外甚至体制外转移,贪污、腐败愈加普遍,地方政府的“援助之手”有向“攫取之手”转变的明显趋势。

本文试图分析从“援助之手”向“攫取之手”转变的诱因,研究财政集权与地方政府行为变化的内在联系。第二部分回顾改革开放以来中央与地方财政关系在各时期的变化。第三部分构建一个博弈模型用来说明相对于中央政府对财政分权与集权的选择,地方政府如何在“援助之手”和“攫取之手”两种行为之间作变化。第四部分对“援助之手”和“攫取之手”进行量化,提供地方政府由“援助之手”向“攫取之手”变化的实证分析。我们估计“援助之手”对投资活动的影响,考察导致“攫取之手”行为的主要因素,推算财政集权给经济增长、预算内财政收入以及中央财政收入带来的影响。第五部分总结文章的主要结论。

二、转型期中央与地方财政关系的变化

在20世纪70年代末中国实行市场经济改革之前,地方政府不必

① 普遍的财政集权是为了应付中央政府所遇到的问题,本文第二部分会详细讨论。

对它的支出负责,吃的是国家统一财政的“大锅饭”。地方政府因此没有激励去增加财政收入,因为所有的收入要上缴国家进行统一分配。为了制止财政收入的下降,财政部在1977年引入了“分灶吃饭”的财政包干体系。地方政府与中央政府签定长期的收入分配合同。合同规定了地方政府需要上缴给中央政府的收入总额,剩余的部分归地方政府支配。①财政包干制改变了地方政府的激励,与其到中央政府那里去寻租,还不如通过推行市场改革,促进经济发展来提高地方的税基。这个结果被称为是“市场保护型”财政联邦制(Jin et al., 1999)。②在80年代,中央政府对这个财政关系是满意的。不但中央的财政收入有了保障,地方政府的支持也促进了改革进程。③然而,这个财政分配体系在剧烈的经济变革条件下难以为继。和许多转型经济一样,④中国的财政收入主要依赖于国有企业。然而国有企业的盈余由于生产率的下降和新生非国有企业的竞争而减少,由地方政府征收后与中央分成的财政收入不断下降。⑤直接由中央政府课征且不与各省分配的那部分财政收入下降得更多。同时,那些向国家上缴收入的较富裕省份其财政收入占省级组织征收预算收入的比重也提高了。⑥

富裕省份的分成比例增加反映了包干制的分配规则,这个规则是各省上缴约定的数量,而剩余的归各省所支配。但是,中央政府用于向贫困省份再分配的税收减少了,这使从国家获取补贴省份的分成比例也随之下降。⑦这些收入变化从表1中可以看出。在这个阶段,中央财政面临重重困难,并且频繁地与地方政府讨价还价,要求富裕的省份上缴额外的数量、多做贡献。由于中央政府没有自己

① 财政部在刚开始的时候非常谨慎,先在江苏和其他几个省份试行。这个体制被认为是成功的,在1980年被全面推广。它在20世纪80年代保障了中央政府的财政收入,并且使省财政的收入也增加了(Chen, 1998a)

② 尽管财政包干制的原意是保证中央财政收入,人们后来仍给它贴上改革的标签。因为包干制使地方政府成为改革的受益者,他们自然地要支持中央改革派领导人,使改革派与保守派之间的力量对比发生变化,使更广泛的改革措施得以推行(Chen, 1995)。激励机制的变化也使地方政府对民众自发的改革要求变得比较敏感,从而在政权与社会的互动中起了重要的作用,这对于中国改革的推进是非常重要的(Chen, 1998b)。

③ 在改革中获利的地方政府成为一股制衡力量抑制既得利益受威胁的中央部委(Shirk, 1993)。

④ 见Bogetic和Hillman(1995)。

⑤ 税收总额从1985年占GDP的23.7%下降到1993年的13.5%(见表1)。同一时期,由中央与各省分成的预算收入占GDP的比重也从14.4%下降到10.8%。

⑥ 从1985年的61.8%上升到1993年的85.8%。

⑦ 从1986年的142%下降到1993年的113%。分成比例超过100%是因为接受了来自国家的补贴。

的税收课征机构，只能依赖地方政府上缴利税。而地方政府总是想方设法来规避上缴义务。他们把税收收入从预算内转到预算外，这样就可以不与中央分成了。他们还通过优惠税收和免税的方式“藏富于企业”（Wong，1991）。

表1　省财政收入占省负担总财政收入的比重（百分比）

年份	净上缴省份的比重	从中央接受补贴省份的比重	所有省份的比重	由中央与省分成的预算收入占 GDP 的比重	总预算收入占 GDP 的比重
1985	61.8	131.7	96.4	14.4	23.7
1986	67.1	141.7	104.3	15.7	22.2
1987	70.1	140.8	107.1	15.1	19.7
1988	75.9	126.1	102.8	13.5	17.8
1989	79.8	122.2	103.0	14.1	18.0
1990	79.4	122.0	104.4	13.1	17.9
1991	81.0	118.8	102.6	12.3	16.0
1992	81.3	118.2	101.4	10.6	14.2
1993	85.8	112.7	98.5	10.8	13.5
1994	78.7	96.0	88.5	9.7	11.8
1995	76.5	95.3	87.0	8.9	11.2
1996	77.9	94.5	87.3	8.9	11.3
1997	66.1	89.2	79.6	8.7	12.0
1998	61.8	86.3	74.4	9.6	12.8

注：(1) 各省的财政收入是在省级组织征收的预算收入中扣除向中央上解额并加上从中央获得的补贴后的调整数据。1994年之后的数据包含了从中央得到的税收返还。省负担的总财政收入包括中央和省级组织征收的财政收入。

(2) 中国的统计部门习惯上将对国有企业的亏损补贴作为财政负收入计算。这里，我们根据国际惯例对负收入作相应调整。

(3) 在这项研究中，我们根据观察到的净上缴数据把广东、浙江、江苏、天津、辽宁和河北归类于净上缴省份，其他的省份则归类于净获补贴省份。

资料来源：由作者根据各期的《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》的数据计算得来。

地方政府用各种手段保护自己的利益给经济带来低效率。地方保护政策阻止商品跨地区自由流通，国有银行的地方分行被命令

给当地企业提供信贷。地方保护主义和地方政府对银行信贷的直接干预造成了各地区无效率、高成本的重复建设到处泛滥(Chen,1991)。

为了解决财政包干制带来的问题,中央政府早在20世纪90年代初期就寻求对税收体制重新集权,但地方政府成功地抵制了财政集权的尝试。直到1993年,中央政府才成功地推行一套新的税收分配体系。从1994年开始实行的分税制确定了中央税、地方税和中央与地方的共享税,并且建立国家税务局来征收国税,地方税务局则仍旧征收地方税。作为一个促使地方政府妥协的激励,中央政府以税收返还的方式保证地方财政收入总量不比以前低。[①]

税制改革企图提高"两个比重",即财政收入占GDP的比重和中央财政收入占总财政收入的比重。明确的目标是将中央财政的比重从40%提高到60%,最有效的做法是把增长潜力最大的增值税的75%划归中央。新的税制体系结束了预算内税收占GDP比重的下降,也增加了中央财政的比重。[②]同时,地方财政的比重显著下降。[③]表2的数据说明了分税制对省级财政的影响。最后一列中1994—1998年的数据表明,除上海外,各省财政收入占省负担的总财政收入的比重明显下降。这个表格也表明不管是净上缴省份还是净获补贴省份,省财政的分成比例都减少了。

表2 各时期各省财政收入占省负担总财政收入的比重(百分比)

省份	1985—1993年	1988—1993年	1994—1998年
安徽	122.4	117.5	92.0
北京	86.6	91.3	75.7
福建	119.4	113.0	95.1
广东	99.1	96.7	80.4
甘肃	135.2	126.7	114.1

① 参考基点是1993年省政府的税收额。

② 1998年税收总额占GDP的比重是12.8%,只比1993年的13.5%稍微下降了一点(见表1)。

③ 净上缴省份所占的收入比重从1993年的85.3%下降到1998年的61.8%。从国家获得补贴省份的收入比重也减少,在同一时期内从112.7%下降到86.3%(见表1)。由于他们的比重在1994年之后降到了100%以下,这些省份也变成了对中央财政的净贡献者了。

（续表）

省　份	1985—1993 年	1988—1993 年	1994—1998 年
广　西	136.4	126.0	109.5
贵　州	142.4	130.8	107.1
海　南	204.8	185.6	117.5
河　北	98.0	98.8	86.9
河　南	112.9	108.5	89.2
黑龙江	126.5	120.2	87.5
湖　北	105.1	101.2	89.4
湖　南	109.5	106.2	90.4
吉　林	139.1	135.0	100.5
江　苏	72.1	73.4	70.6
江　西	149.9	138.0	113.2
辽　宁	83.1	86.5	79.5
内蒙古	203.6	178.1	130.2
宁　夏	244.9	213.9	137.1
青　海	246.8	208.9	168.8
四　川	118.0	112.8	88.3
山　东	99.4	102.6	76.7
上　海	43.9	52.9	53.4
陕　西	132.9	123.7	103.4
山　西	116.9	107.4	85.8
天　津	74.8	79.7	65.6
新　疆	237.3	205.9	118.7
云　南	109.8	111.3	71.7
浙　江	76.5	79.4	76.2
净上缴省份的平均值	75.8	80.5	72.2
净获补贴省份的平均值	126.0	120.0	92.2
全国平均值	101.7	101.8	82.5

注：在这项研究中，我们根据观察到的净上缴数据把广东、浙江、江苏、天津、辽宁和河北归类于净上缴省份，其他的省份则归类于净获补贴省份。

资料来源：由作者根据各期的《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》的数据计算得来。

伴随分税制而来的是一系列集权措施。地方政府不再能够自由选择对本地企业的税收减免。银行被重组，银行管理机制重新集

权。[①]中央也加强了对预算外资金的控制，将大部分项目纳入预算内。[②]同时，预算外收费受到更严格的监控。中央每年设定税收的增长目标，如果达不到目标，税务局的领导就可能被撤换。[③]地方政府的服从是由于政治压力和行政命令，而不是由于激励和预算法。税收目标一般根据前一年的征收水平来制定，因此具有棘轮效应，本年的高征收额就预示着来年更高的征税目标。这使税务官员没有激励去课征超过既定目标的税收。

地方政府的对策是通过同时夸大收入与支出的方法来“完成”既定税收任务。[④]中央的税收机关也通过各种取巧的办法来完成任务，结果是税收名义上提高了，但中央财政的实际可支配收入并没有增加。[⑤]中央政府只好从地方财政、从预算外征收更多的税和费，并且再三地任意利用行政命令重新确定分配规则，把更多的财政负担推给地方。不确定性和不信任感开始在这套分配体系中漫延，促使地方政府寻找新方法来规避中央的税收。因为中央政府和它的部门自己也在征收额外的预算外收入，要想阻止地方政府这样做就很困难。结果，大部分政府收入与开支脱离了预算的控制（Zhang，1999）。

预算外收入虽然在改革前就存在，在改革后当地方政府被允许在预算外收费来弥补其收入不足时就更普遍了。预算外和体制外的收费侵蚀了税基，导致更大的预算赤字，结果只能是征收更多的杂费。1994 年后的财政集权使这种恶性循环进一步加剧。[⑥]1998 年，中央政府取缔了 20 000 多种不同类型的政府收费（王诚尧，1999）。但是与此同时，其他名目的杂费又被设立。税费从预算内

① 中国人民银行的新结构模仿美国联邦储备体系，重组后的分行跨省设立。银行的管理者不再受地方政府的领导。银行贷款也必须经由地方政府无权干预的信用评审委员会的审批。

② 见 Zhang(1990)。

③ 中央 1998 年想增加税收 1 000 亿元时，仅召开了一次电视电话会议进行动员。

④ 事实上，中央为这种做法开了先例。为了扶持某些产业，中央政府试行“先征后返，列收列支”：将从享受优惠政策的企业中征收的税返还给企业，并同时列为税收和支出。这个方法被普遍推广，而地方政府发现它非常有用，能够使他们有效地进行税收减免，同时夸大收入和支出。

⑤ 例如 1997 年，有 13 种预算外收入被纳入预算内，但是开支计划仍然由征收资金的管理机关制定。这意味着政府无法支配和使用这部分收入，税收只是名义上增加了。

⑥ 例如 1996 年广东、四川和陕西西安的费是税的两倍（安体富、岳树民，1999）。高培勇(1999)估计税收在政府总收入中的比例不到三分之一。

向预算外转移体现了地方政府从"援助之手"到"攫取之手"的转变。非预算内收入通过非组织的方式攫取，各个部门和各级地方政府竞相收费，不顾他们这样做所造成的危害，不惜损害整体的利益来为单位、部门牟取利益。"攫取之手"加剧了腐败。[①]

三、一个中央与地方政府互动的行为模型

现在我们建立一个博弈模型来描述中央与地方政府之间的互动以及行为变化。先设定预算内收入在中央和地方政府之间按照 α 和 $(1-\alpha)$ 的分成比例进行分配，α 由中央决定。N 是由地方政府征收且不必与中央分享的非预算收入。地方政府是"援助之手"还是"攫取之手"用 h 描述。h 越大，"援助之手"就越强，而"攫取之手"就越弱。h 由地方政府决定。预算收入用 S 表示，与"援助之手"行为成正比，且边际收益递减，即 $S'(h)>0$ 和 $S''(h)<0$。"攫取之手"增加地方政府的非预算收入，且边际收益递减，即 $N'(h)<0$ 和 $N''(h)<0$。[②]

我们用 C 和 L 来分别代表中央和地方政府的收入。中央政府的收入是预算内收入中央所分得的部分：$C(\alpha,h)=\alpha S(h)$。地方政府的收入是预算内收入属于地方财政的部分加上地方所获取的非预算收入：$L(\alpha,h)=(1-\alpha)S(h)+N(h)$。中央政府的收入随着 α 和 h 递增，而地方政府的收入随着 α 递减。增加"援助之手"行为是否可以使地方政府受益取决于预算收入的分配比例 α。因为：

$$\frac{\partial L}{\partial h}=(1-\alpha)S'(h)+N'(h) \qquad (1)$$

当中央政府的分成比例较小时，地方政府通过"援助之手"行为可以

---

① 从"援助之手"行为到"攫取之手"行为的转变也是从"坐寇"到"流寇"的转变。坐寇有组织、有节制的攫取是一种"援助之手"行为，因为他们对当地税基的长期发展感兴趣。而流寇的特性就是不考虑将来，尽可能多地攫取。因为你不攫取，别的流寇仍然要攫取。

② 这等同于将 N 设定为"攫取之手"g 的增函数，同时设定 g 为"援助之手"h 的减函数。

获利。但当这个比例很大的时候，“攫取之手”行为反而能使地方政府受益。在这个动态博弈中，中央政府首先行动、决定是否设立一个高或低的分成比例 α。地方政府随后在“攫取之手”行为和“援助之手”行为之间进行选择。在图 1 中，大写字母代表中央的收入，小写字母代表地方政府的收入。为了决定均衡点，我们需要知道地方政府的各个收入值(a, b, c, d)以及中央政府的各个收入值(A, B, C, D)之间的大小关系。

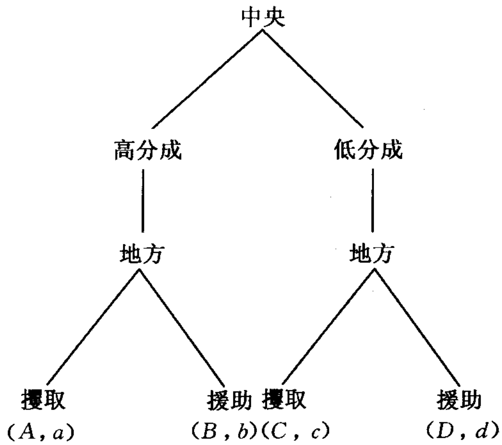


图 1　中央和地方的互动博弈

我们首先得到：

命题 1　地方政府的收入值之间具有如下关系：$d > c > a > b$。

证明：从(1)可知，对于给定的 α，存在一个 $h^*(\alpha)$ 使：

$$\frac{\partial L}{\partial h} = 0 \quad 或 \quad (1-\alpha)S'(h) = -N'(h) \qquad (2)$$

$$当\ h > h^*\ 时，\frac{\partial L}{\partial h} < 0 \qquad (3a)$$

$$当\ h < h^*\ 时，\frac{\partial L}{\partial h} > 0 \qquad (3b)$$

在图 2 中，α_L 表示一个由中央选择的低分成比例。地方政府则选择“援助之手”行为 h_H 来回应中央的决策，在 d 这一点实现地方

收益的最大化。如果中央政府选择一个较高的分成比例 α_H，地方政府就会选择“攫取之手”行为 h_L 并在 a 点上最大化其利益。对应于 d_L 的“攫取之手”行为可以产生 c 点的结果，但在 c 点 $\frac{\partial L}{\partial h} > 0$，地方政府可以通过更多的“援助之手”行为和更少的“攫取之手”行为来增加它的利益，因此 $d > c$。当中央政府选择 α_H 时，地方政府伸出“援助之手”对自己不利，因为在 b 点 $\frac{\partial L}{\partial h} < 0$，地方可以通过加强其“攫取之手”提高自身利益，即 $a > b$。在地方政府“援助”或“攫取”行为程度不变的情况下，分配给中央的税额越多，地方政府的得益就越少，于是我们有 $c > a$ 和 $d > b$。因此我们得出结论 $d > c > a > b$。特别是对地方政府来说，d 是最好的结果。在那里中央政府设定一个较低的分成比例而地方政府采取“援助之手”行为。b 则是最坏的结果，在那里，中央设定一个高分成比例，但地方政府仍然伸出“援助之手”。

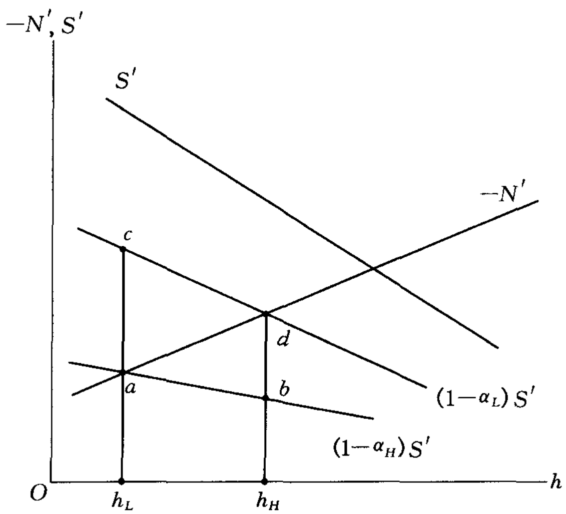


图 2　地方政府的反应函数

命题 2　对于中央来说，存在 $B > A > D > C$ 和 $B > D > A > C$ 两种情况。在第一种情况下（$B > A > D > C$），A 是博弈的均衡

点。在第二种情况下（$B > D > A > C$），D 是博弈的均衡点。

证明:从(1)中可知,地方政府的反应函数 $h^*(\alpha)$ 是单调递减、可凹可凸的,因为

$$\frac{\mathrm{d}h^*}{\mathrm{d}\alpha} = \frac{(S')^2}{N''S' - N'S''} < 0 \tag{4a}$$

而且

$$\frac{\mathrm{d}^2h^*}{\mathrm{d}\alpha^2} = \frac{2S'S''\frac{\mathrm{d}h^*}{\mathrm{d}\alpha} - (N'''S' - N'S'')\left(\frac{\mathrm{d}h^*}{\mathrm{d}\alpha}\right)^2}{N''S' - N'S''} \tag{4b}$$

这个二阶导数的符号可正可负。我们还知道中央政府的等支付曲线 $\hat{h}(\alpha)$ 是单调递减和严格凸的,因为

$$\frac{\mathrm{d}\hat{h}}{\mathrm{d}\alpha} = \frac{-S}{\alpha S'} < 0 \tag{5a}$$

而且

$$\frac{\mathrm{d}^2\hat{h}}{\mathrm{d}\alpha^2} = \frac{2S(S')^2 - S''S^2}{\alpha^2(S')^3} > 0 \tag{5b}$$

若地方政府的反应曲线是凹曲线或者是直线,在均衡点,中央政府的等收入曲线和地方政府的反应曲线相切,即

$$\frac{\mathrm{d}\hat{h}}{\mathrm{d}\alpha} = \frac{\mathrm{d}h^*}{\mathrm{d}\alpha} \tag{6}$$

这时,中央政府的最优选择 α^* 是:

$$\alpha^* = \frac{-S(N''S' - N'S'')}{(S')^3} \tag{7}$$

当我们观察(α, h)组合时,可以看到 B 是中央政府的最佳结果,C 是最坏结果。在图 3 中,中央政府在(α_H, h_H)的收益 B 是最高的,此时中央选择高分成比例,地方政府选择“援助之手”行为。显然,$B > A$,$B > D$。在(α_L, h_L)的收益 C 是最低的,在这里中央政府选择低分成比例,地方政府采取“攫取之手”行为。而且 $C < D$,$C < A$。

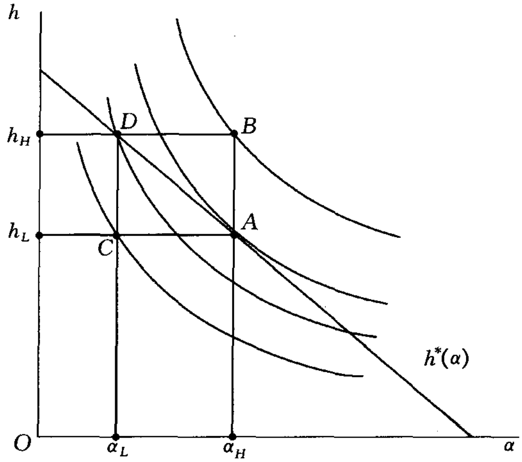


图 3　中央—地方博弈的均衡

根据命题 1，图 1 中博弈的均衡只能是 A 或者 D。中央政府知道，如果它选择一个高的分配比例，结果将是 A；如果它选择一个低的分配比例，结果将会是 D。中央政府通过衡量 A 点和 D 点的收益来做出选择。要选择一个高的分成比例，中央必须确信 $A > D$（如图 3 所示），也就是说地方政府的“攫取之手”不能攫取得太多。然而 $D > A$ 是可能的。在图 4 中，一个凸的 $h^*(\alpha)$ 曲线在 D 点与一个比 A 点高的等收入曲线相交，也就是说，若中央选择低分成比例、地

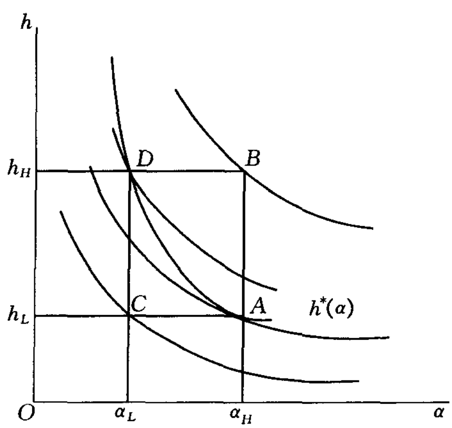


图 4　低分成比例对中央有利的情况（$D > A$）

方以“援助之手”作回应，中央政府有可能收益更高。

第二部分中讨论了中央政府通过财政集权在20世纪90年代中期将中央的分成比例调高。这相当于在图1中，中央政府将结果由(D, d)转变到(A, a)。这个决定对地方政府是不利的，因为$d < a$。但对中央政府来说，这个决定可以有两个不同的结果。如果$A > D$，(A, a)就是子博弈完备均衡。即使地方政府的反应是从“援助之手”行为变成“攫取之手”行为，中央政府通过财政集权提高税收分成比例仍然可以受益。在这种情况下，中央采取财政集权是理性的。然而，如果$D > A$，(D, d)是子博弈完备均衡。在这种情况下，财政集权会使中央政府和地方政府同样受损失，对中央和地方政府都没有好处，中央政府财政集权的决策就是非理性的。

四、“援助之手”和“攫取之手”

要利用上一部分建立的模型进行实证分析就必须拥有中央与地方决策变量的实际度量。中央政府预算收入分成比例从低到高的变化可以从表1和表2中看出。无论是净上缴省份还是获补贴省份，地方政府的分成比例在实行分税制后都比以前明显下降。我们需要一个衡量“援助之手”和“攫取之手”行为度量来量化地方政府的行为变化。

“援助之手”和“攫取之手”行为度量可以从政府收入的组成得到。中国政府的收入由预算内、预算外和制度外三部分收入组成。预算外收入受中央管制，它们的课征由国务院、国家计委或财政部发表的文件规定。但是，预算外收入是分散管理的，资金的分配与使用在各级政府的各个不同机构和组织中进行。因此，预算外收入不能被中央政府很好地控制。各种预算外收入在官方的统计中虽有报告，但误差比较大。中央政府在1996年进行的一项调查表明，1995年真实的预算外收入是原来官方统计的1.6倍（Zhang，1999）。制度外收入的征收则由政府官员任意规定，没有法规进行

约束，也没官方统计数据。乱收费、乱罚款、乱筹资的"三乱"是对制度外收入管理混乱的真实描述。

预算外收入和制度外收入基本上反映了"攫取之手"的行为。政府部门和机构利用各种各样的名目来征收预算外收入，通过权力将额外负担强加于企业和个人。虽然这些收入有些可能被用以填补预算内收入的不足、支撑一些政府部门的运转，但它们的征收是无组织、缺乏管理、受单位、部门、甚至政府官员个人狭隘利益所驱使的。其中相当一部分被腐败的官员消费掉或转移到外国银行的账户上去了。预算内收入则受到财政较严格的控制和管理，为"援助之手"行为提供资金，支持公共物品和基础设施的生产建设，维持社会秩序和法治，扩展税基，使地方经济和地方财政从中受益。

我们用预算内收入在地方政府收入中的比重来衡量"援助之手"行为。政府预算内收入比例越高，"援助之手"行为就越强，"攫取之手"行为就越弱。由于没有制度外收入的统计数据，我们必须进行估算。表3中除了列举三种全国体制外收入的估计值外，也列入我们自己的估计。

表3　制度外收入的估计（单位：十亿）

年份	1	2	3	4
1985	27.4			0.0
1986	36.9			6.9
1987	34.6		66.6	13.1
1988	52.1		83.2	28.4
1989	51.2		86.1	33.7
1990	65.0		105.1	62.2
1991	179.1	27.1	149.1	82.5
1992	273.5	15.6	218.7	145.4
1993	291.6	17.6	314.1	196.8
1994	370.7	61.0	497.1	326.8
1995	415.3	101.2	536.6	471.6
1996		182.7	598.0	575.8
1997		266.8		680.8
1998		288.1		653.4

资料来源：列1来自Zhang（1999）；列2来自国家计划综合司课题小组（1999）；列3来自杨斌（1999）；列4是作者的估计。

表3中的第1列来自 Zhang(1999),他假设制度外收入完全被国有企业的固定资产投资所吸收。从对征收体制外收入动机的分析可以看出,这个假设会产生低估。第2列来自国家计委综合司课题小组(1999)。这项研究对税收与非税收的比例做了一些保守的假设,但没有说明为什么做那样的假设。第3列取自杨斌(1999),他使用残差方法从估计的政府总支出中减去预算内收入和预算外收入得到制度外收入,但在估计政府支出时作了包括投资支出价值和转移支付等许多的假设。

我们的估计在第4列。制度外收入在20世纪80年代中期是不普遍的,所以,我们假设1985年没有制度外收入。我们将当年预算内收入和预算外收入之和与GDP比率看作一个在样本期间内不变的"适度收入比率"。这个比率乘上GDP可以得到各年的"适度财政收入水平"。制度外收入可以通过从估计到的适度财政收入减去预算内和预算外收入得到。①

这个方式使我们能够对各省的体制外收入进行估计,得到对"援助之手"和"攫取之手"行为的度量。在表4中我们看到,对大多数省份来说,随着地方政府将资源转移到预算外来规避中央的分配,"援助之手"行为指数在1985—1993年间都下降了。我们也观察到1994年以后,"援助之手"明显减弱、"攫取之手"明显加剧。全国的"援助之手"行为指数的下降超过30%,从1988—1993年的0.67下降到1994—1998年的0.43。各个省的情况与此差不多。

表4　各省区市的"援助之手"指标

省　份	1985—1993年	1988—1993年	1994—1998年
安　徽	0.72	0.64	0.44
北　京	0.83	0.80	0.68
福　建	0.68	0.59	0.32
广　东	0.80	0.72	0.60
甘　肃	0.74	0.67	0.45

① 这个"适度收入比率"仍有可能低估"适度财政收入水平"的真实值。

（续表）

省　份	1985—1993 年	1988—1993 年	1994—1998 年
广　西	0.70	0.60	0.32
贵　州	0.78	0.73	0.48
海　南	0.72	0.68	0.53
河　北	0.69	0.63	0.40
河　南	0.76	0.69	0.46
黑龙江	0.80	0.72	0.40
湖　北	0.72	0.62	0.33
湖　南	0.73	0.65	0.41
吉　林	0.89	0.83	0.45
江　苏	0.61	0.52	0.33
江　西	0.76	0.66	0.42
辽　宁	0.61	0.54	0.38
内蒙古	0.78	0.70	0.48
宁　夏	0.70	0.61	0.42
青　海	0.73	0.63	0.40
四　川	0.80	0.75	0.40
山　东	0.73	0.70	0.43
上　海	0.92	0.92	0.61
陕　西	0.73	0.66	0.50
山　西	0.67	0.60	0.40
天　津	0.65	0.59	0.33
新　疆	0.63	0.51	0.30
云　南	0.76	0.78	0.58
浙　江	0.73	0.69	0.44
全国平均值	0.73	0.67	0.43

因此我们确信,税收的集权化伴随着地方政府从“援助之手”行为到“攫取之手”行为的转变,也就是从(D, d)到(A, a)的转变。

（一）“援助之手”与投资

为了更深入地考察“援助之手”对经济发展是如何进行援助的,我们需要考察一下“援助之手”与投资之间的关系。因此,我们估计下列双对数投资函数:

$$\log(inv_{st}) = \alpha_s + \beta\log(gdp85_{st}) + \gamma_t\log(help_{st}) + \varepsilon_{st}$$

其中，s 和 t 代表省份和年份，inv 是按 1985 年价格计算的固定资产投资，$gdp85$ 表示 1985 年价格下的 GDP，$help$ 是“援助之手”指数，ε 是残差。这是一个包含变化系数的固定影响模型。为了估计“援助之手”系数的变动，我们利用时间趋势变量 t 和哑变量 *dummy*，后者在 1994—1998 年间等于 1，在其他时候等于 0。估计的结果见表 5。

表 5 “援助之手”对投资的影响

（因变量：以 1985 年价格计算的固定资产投资的对数）

变量	总投资	国有企业和城镇集体企业投资	乡镇企业投资	其他所有制企业投资
log（*gdp*85）	0.800 1 (13.776 1)	0.721 7 (13.723 8)	0.801 1 (9.131 0)	0.226 8 (2.132 4)
log（*help*）	0.555 8 (5.305 7)	0.272 9 (2.531 8)	0.832 3 (6.311 3)	1.867 5 (9.979 3)
log（*help*）· t	−0.035 9 (−3.207 3)	−0.020 3 (−1.787 7)	−0.052 2 (−3.296 7)	−0.150 8 (−7.402 1)
log（*help*）· *dummy*	−0.139 2 (−3.070 5)	−0.047 9 (−1.021 1)	−0.253 7 (−3.875 4)	−0.497 0 (−6.267 1)
No. of Obs.	406	406	406	406
Adjusted R-square	0.993 1	0.992 1	0.961 3	0.979 0
Residual SS	12.738 8	12.987 1	60.053 6	67.401 6
S. E. of Regression	0.184 8	0.186 6	0.401 3	0.425 1

注：(1) 所有模型中包含了各省的固定影响，模型以 GLS 法从 1985 到 1998 年进行估计。

(2) t-检验在小括号中给出。

这个方程根据不同的所有制采用四个因变量进行估计。结果表明“援助之手”对刺激投资具有正效应。我们观察到“援助之手”指数的系数在所有的四个方程中都是严格正的，在其他所有制下最大。乡镇企业方程中“援助之手”指数的系数也明显比国有和城镇集体企业的系数大。

“援助之手”对扶持私人企业（包括三资企业）的投资是特别起

作用的，而对扶持国有企业和城镇集体企业的作用就弱一些。“援助之手”指数在乡镇企业和其他所有制下随时间下降也表明“援助之手”的作用随着市场改革的发展变得越来越小了。

由于哑变量很明显是负的，在 1994 年实行财政重新集权化之后，地方政府在鼓励投资方面的作用变小了。从估计的关系中可以看出，在 1994—1998 年间，“援助之手”指数的明显下降也对投资产生了负面影响。

（二）影响“攫取之手”的主要因素

我们通过下面的方程分析影响“攫取之手”的主要因素：

$$\log(grab_{st}) = \alpha_s + \beta\log(cpi_t) + \gamma\log(local_{st}) + \theta\log(staff_{st}) + \varepsilon_{st}$$

这里 s 和 t 表示省份和年份，*grab* 是“攫取之手”指数（$grab = 1 - help$），*cpi* 是清廉指数，[①]它的值越大，表明政府越清廉，*local* 是在表 2 中总结的地方政府的收入份额，*staff* 是政府官员和行政人员的数量，ε 是残差。我们利用三种官员的定义来估计三个模型。*staff* 1 是政府官员和行政人员的数量，*staff* 2 是 *staff* 1 除以地区人口，*staff* 3 是 *staff* 1 除以地区非农业人口。表 6 显示估计的结果。

表 6　攫取之手

（因变量：“攫取之手”指数的对数）

变　　量	(1)	(2)	(3)
log (*cpi*)	-0.290 1 (-6.084 1)	-0.357 6 (-6.876 5)	-0.710 3 (-12.786 0)
log (*local*)	-0.868 2 (-11.102 8)	-1.152 4 (-14.310 6)	-1.451 5 (-15.634 8)
log (*staff* 1)	1.752 2 (18.146 4)		
log (*staff* 2)		1.968 5 (13.979 3)	

① 清廉指数来源于透明国际(transparency international)。我们利用插值法填补了四年的缺失数据。

(续表)

变　　量	(1)	(2)	(3)
log (*staff* 3)			1.074 5 (5.180 7)
No. of Obs.	406	406	406
Adjusted *R*-square	0.944 1	0.935 4	0.878 7
Residual SS	25.890 3	31.193 8	36.240 3
S. E. of Regression	0.263 1	0.288 8	0.311 3

注:(1) 所有模型中包含了各省的固定影响,模型以 GLS 法从 1985 到 1998 年进行估计。

(2) *t*-检验在小括号中给出。

local 的系数在三种模型中明显是负的。也就是说,中央的分成比例越高(地方的分成比例越低),"攫取之手"行为就越厉害。

高的清廉指数表明一个低腐败的政府。*cpi* 的系数在所有三个方程中都明显为负的,这说明越腐败,攫取就越多。

staff 的系数都明显是正的,表明政府官员数量的增加或者政府机构的扩大是导致"攫取之手"行为的主要原因之一。[①]

(三) 财政集权对经济增长和预算收入的影响

我们构造了一个"援助—攫取之手"指数来证实"援助之手"对私人投资的正面影响以及财政集权对"攫取之手"的直接影响。我们发现,中央的分成比例越高,政府腐败程度越严重,地方政府机关的规模越大,"攫取之手"行为就越强。当"攫取之手"取代"援助之手"时,经济增长率会下降。为了评价财政集权的总体动态影响,Gu (2002)建立了一个多地区经济模型。这个模型包含了本文关于"攫取—援助之手"和投资之间关系的两个方程,并且将 GDP、投资和其他相关的变量内生化。这个模型被用来进行模拟,并通过比较模拟结果和 1994—1998 年的真实情况研究财政集权对经济增长和预算

① 政府机构规模扩大的结果,见 Niskanen(1971)。Niskanen 考察了民主政治下政府机关的自利行为。我们的实证分析结果说明在非民主政治下,政府也同样有这种自利行为。

收入的影响,主要的结论在表 7 中给出。表 7 证实了经济增长率的下降。1997 年和 1998 年经济分别少增长 3% 和 6% 。虽然通过集权,中央政府的财政收入增加了,但是它以牺牲地方政府收入和总财政收入为代价。这样的结果与博弈模型的预测是一致的。中央政府正确地估计到提高自己分成比例会带来中央财政收入的提高,在 1994 年后实行财政集权。这样的变化对地方政府是不利的。地方政府在激励机制转变后从“援助之手”转变为“攫取之手”,使腐败加剧、投资活动减少,经济发展速度也因此缓慢下来。

表 7　财政集权对预算收入和 GDP 增长率的影响

年份	中央财政收入		地方财政收入		总财政收入		GDP (%)
	十亿元	占 GDP 的%	十亿元	占 GDP 的%	十亿元	占 GDP 的%	
1994	29.0	0.6	-39.0	-0.8	-10.0	-0.2	-0.6
1995	37.3	0.6	-51.4	-0.9	-14.1	-0.2	-1.0
1996	46.2	0.7	-66.8	-1.0	-20.6	-0.3	-1.3
1997	118.7	1.6	-173.1	-2.3	-54.4	-0.7	-3.1
1998	178.0	2.3	-283.9	-3.6	-105.9	-1.3	-6.3

资料来源:Gu(2002)。

五、结论

我们在引言部分说明了中国的财政体制为何不同于俄罗斯和东欧的转型国家。在后者的经济中,地方政府的“攫取之手”是无组织、无节制的。而中国的地方政府则被看作是更有良知的,他们伸出“援助之手”发展经济,发展地方税基,即使有腐败也不严重。然而我们的研究说明,在财政集权后,中国的地方政府也伸出了“攫取之手”。

本文的一般结论是,中央与地方的财政关系可以通过影响地方政府的激励机制影响他们的行为,进而对经济增长、投资和效率产生影响。虽然财政集权使中央财政收入明显提高,但这样做的成本

非常高。不但地方财政和总体财政收入减少,投资活动和经济增长速度也显著下降。我们的研究表明:当地方政府可以在"援助之手"和"攫取之手"之间进行选择的时候,收入最大化并不是中央政府一个合适的目标。非集权时期地方政府的"援助之手"比集权时的"攫取之手"对社会产生更积极和正面的作用。①

有人认为,中央也许希望通过财政集权来提高效率、减少腐败。中央从地方取得更多资源能减少地方政府可支配资源,降低政府部门的吸引力,使一些官员离开政府机构,投入到社会中更具生产力的私人部门。这样做可以减少地方政府官员人数,从而减少官员对市场活动的干预。我们的研究表明,这样的想法是天真的。地方政府官员并不会因此变少、变穷,而是从援助变为攫取。"攫取之手"比利人利己、增加未来税基的"援助之手"攫取更多、更贪婪无度,从而更加严重地抑制经济的发展。

财政的过度分权和过度集权都会带来问题。集权过度不但打击地方的积极性,而且重犯计划经济的老毛病、重开寻租大门。分权过度同样会出现狭隘利益取代涵盖总体利益、为局部利益牺牲整体利益的现象。解决问题的关键是在集权与分权之间找到一个平衡点,而市级政府可能就是这个平衡点。财政权市级以上放够,市级以下收足,并且保证市级政府的主要领导人相对稳定,至少五年不变。这样才能赶走"流寇",请回"坐寇",挡掉"攫取之手",发挥"援助之手"的积极作用。

参考文献

Blanchard, Olivier, and Shleifer, Andrei, "Federalism With and Without Polit-

① 在"攫取之手"情况下,被非法攫取的收入不能用于投资,而是用于消费或是转移到海外。据估计1997年的资本外逃大约是400亿美元,相当于当年中国利用外商直接投资额的90%(宋文兵,1999)。

ical Centralization: China versus Russia", NBER Working Paper 7616, 2000.

Blejer, Mario, and Marko Škreb, eds. , *Ten Years of Transition: The Lessons and the Prospects*, New York: Cambridge University Press, 2001.

Bogetic, Željko and Hillman, Arye L. , eds. , *Financing Government in Transition, Bulgaria: The Political Economy of Tax Policies, Tax Bases, and Tax Evasion*, The World Bank, Washington, D. C. , 1995. Reprinted by Avebury Publishing, Brookfield, Vermont, 1996.

Chen Kang, *The Chinese Economy in Transition: Micro Changes and Macro Implications*, Singapore: Singapore University Press, 1995.

Chen Kang, "Accidental Freedom: Economic Development Experience in Post-Mao China", in K. T. Liou, ed. , *Handbook of Economic Development (Public Administration and Public Policy Series/69)*, 611—630, New York: Marcel Dekker, 1998a.

Chen Kang, "Administrative Decentralisation and Changing State-Society Relations in China", *International Journal of Public Administration*, 1998b, 21, 1223—1255.

Chen Kang, "The Failure of Recentralisation in China: Interplay among Enterprises, Local Governments, and the Centre", in Arye L. Hillman, ed. , *Markets and Politicians: Politicized Economic Choice*, 209—229, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1991.

Frye, Timothy, and Shleifer, Andrei, "The Invisible Hand and the Grabbing Hand", *American Economic Review*, 1997, 87, 354—358.

Gelb, Alan, Hillman, Arye L. and Ursprung, Heinrich W. , "Rents as Distractions: Why the Exit from Transition is Prolonged", in Nicolas C. Baltas, George Demopoulos, and Joseph Hassid, eds. , *Economic Interdependence and Cooperation in Europe*, pp. 21—38, New York: Springer Verlag, 1998.

Gu, Qingyang, *Interprovincial Relations in China's Decentralized Economy: A Multiregional Model and its Applications*, PhD Dissertation, Nanyang Technological University, Singapore, 2002.

Jin, Hehui, Qian, Yingyi and Weingast, Barry R. , " Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", *Stanford University Working Paper*, SWP-99—013, 1999.

Levin, Mark and Satarov, Georgy, "Corruption and Institutions in Russia", *European Journal of Political Economy*, 2000, 16, 113—132.

McKinnon, Ronald, "Spontaneous Order on the Road Back from Socialism: An Asian Perspective", *American Economic Review*, 1992, 80, 31—36.

Montinola, Gabriella, Qian, Yingyi and Weingast, Barry, " Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China", *World Politics*, 1995, 48, 50—81.

Naughton, Barry, " Chinese Institutional Innovation and Privatization from below", *American Economic Review*, 1994, 84, 266—270.

Niskanen, William, *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago: Aldine, 1971.

Oi, Jean, *Rural China Takes Off: Incentives for Reform*, *Berkeley*: University of California Press, 1994.

Oi, Jean, "Fiscal Reform and the Economic Foundation of Local State Corporation in China", *World Politics*, 1992, 45, 99—126.

Olson, Mancur, *Power and Prosperity: Outgrowing Communist and Capitalist Dictatorships*, New York: Basic Books, 2000.

Olson, Mancur, "Dictatorship, Democracy, and Development", *The American Political Science Review*, 1993, 87, 567—576.

Qian, Yingyi and Weigast, Barry R., "China's Transition to Market: Market-Preserving Federalism, Chinese Style", *Journal of Policy Reform*, 1996, 1, 149—185.

Qian, Yingyi and Weigast, Barry R., "Federalism As a Commitment to Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11, 83—92.

Shirk, Susan L., *The Political Logic of Economic Reform in China*, Berkeley: *University of California Press*, 1993.

Shleifer, Andrei and Vishny, Robert W., " Corruption", *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108, 599—617.

Shleifer, Andrei, " Government in Transition", *European Economic Review*, 1997, 41, 385—410.

Wong, Christine P. W., " Between Plan and Market: The Role of the Local Sector in Post-Mao China", *Journal of Comparative Economics*, 1987, 11, 385—398.

Wong, Christine P. W., "Central-Local Relations in an Era of Fiscal Decline:

The Paradox of Fiscal Decentralization in Post-Mao China", *China Quarterly*, 1991, 691—715.

Wong, Christine P. W. , Heady, Christopher and Woo, Wing T. , *Fiscal Management and Economic Reform in the People's Republic of China*, Hong Kong: Oxford University Press, 1995.

Zhang, Le-Yin, "Chinese Central-Provincial Fiscal Relationships, Budgetary Decline and the Impact of the 1994 Fiscal Reform: An Evaluation", *China Quarterly*, 1999, 115—141.

Zhang, Tao and Zou, Heng-fu, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China", *Journal of Public Economics*, 1998, 67, 221—240.

Zhuravskaya, Ekaterina V. , " Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style", *Journal of Public Economics*, 2000, 76, 337—368.

安体富和岳树民:《我国宏观税负水平的分析判断及其调整》,《经济研究》1999 年第 3 期,第 41—47 页。

高培勇:《市场经济条件下中国的税收和税制》,载高培勇主编《"费改税":经济学界如是说》,经济科学出版社 1999 年版。

国家计委综合司课题组:《90 年代我国宏观收入分配的实证研究》,《经济研究》1999 年第 11 期,第 3—12 页。

宋文兵:《中国资本外逃问题的研究:1987—1997》,《经济研究》1999 年第 5 期,第 39—48 页。

王诚尧:《"小税收、大收费"非理性分配结构的改革》,载高培勇主编《"费改税":经济学界如是说》,经济科学出版社 1999 年版。

杨斌:《政府非税收费的理论研究和实证分析》,载高培勇主编《"费改税":经济学界如是说》,经济科学出版社 1999 年版。

中国式分权与财政支出结构偏向

——为增长而竞争的代价*

◆ 傅　勇　张　晏

（复旦大学中国社会主义市场经济研究中心）

一、引言

有关财政支出的大量文献认为，为了吸引要素尤其是资本的流入，地方政府会竞相削减税率（Zodrow and Mieszkowski，1986），同时溢出（spillover）效应和地方政府的非合作行为也使得公共品的供给偏离最优水平（Cremer，Marchand and Pastieau，1997）。在中国的财政体制下，公共投入的责任更多地落在地方政府身上，然而，至少在基础设施上，中国演绎出了一个罕见的有效机制，大大领先于同水平发展中国家。①即便

---

* 原文发表于《管理世界》2007年第3期。该研究得到"复旦大学985中国经济国际竞争力创新基地"的资助和复旦大学中国社会主义市场经济研究中心数据库提供的部分数据支持，以及上海市社会科学规划青年课题（KBH3246523）、复旦大学研究生创新基金优秀论文（EYH3246037）和教育部人文社会科学一般项目（批准号：05JC790090）的资助。

① 最近中国和印度之间引人注目的比较研究展示了中国在基础设施建设（硬件）上的优势（黄亚生，2005）。与印度类似，拉丁美洲也存在着基础设施建设的困境，并且与中国形成反差的是，正是这些国家的政府成了基础设施建设的绊脚石（Calderón and Servén，2004；Economist，2006）。张军等（2006）新近完成的一项研究对中国1978年以来地区基础设施的存量和投资机制进行了详尽的考察。

是在内地城镇，宽广的马路、开阔的市容规划也常常令人吃惊。与此同时，中国人力资本投资和公共服务投入却存在着令人尴尬的不足。1995 年，中国(包括各级地方政府)的教育投资大约占国民生产总值的 2.5%，同时，国民生产总值中大约 30% 用于实物投资，在美国，相应的数字分别是 5.4% 和 17%；虽然中国近年来教育投入略有提高，但不平衡状态仍然显著(Heckman, 2005)。在转型和财政分权的文献中，俄罗斯通常被当作是中国的一个反面参照系；然而，从财政支出结构的角度，是俄罗斯而不是中国更接近经典分权理论所蕴涵的图景。Zhuravskaya(2000)提供的俄罗斯 35 个大城市的数据显示，1992—1997 年间教育在其财政总支出的比重从 19.4% 稳步上升到 22.9%，在教育、卫生和文化体育三项上的支出比重一直维持在 40% 的水平。相形之下，中国地方政府同期支出在教育和科教文卫上的比重分别仅为 15% 左右和不足25%。[①]

除跨国比较之外，1994 年以来中国地方财政支出结构的扭曲甚至还有持续加剧的趋势。其间，虽然出台了一系列旨在扭转这种态势的政策，但收效甚微。以教育为例。依据 1986 年施行的《中华人民共和国义务教育法》，义务教育经费主要由地方财政承担，逃避责任、挪用教育经费等一度成为地方政府简单的集体选择。针对这一情况，在 20 世纪 80 年代末，国家确立了财政预算内教育拨款占 GDP 的比重在 90 年代中期或到 2000 年应达到发展中国家 4% 的平均水平的目标，该目标并被正式列入 1993 年印发的《中国教育改革和发展纲要》，之后又在 1995 年颁布的《中华人民共和国教育法》中作了明文规定。此外，保障教育经费的“三个增长”[②]的要求也在《中国教育改革和发展纲要》和《中华人民共和国教育法》中得到同步强调。1996 年国家进一步将“科教兴国”立为基本国策，要求加大教育

① 正文中出现的数据未经说明，均来自《中国统计年鉴》(各年)。由于科教文卫支出主要由地方政府负责，因而这类指标在整个国家财政层面上更低；2004 年国家财政中用于教育和科教文卫的比重分别仅为 11.8% 和 18.1%。

② 即“中央和地方政府财政预算内教育拨款的增长要高于同级财政经常性收入的增长，在校学生人均教育费用要逐步增长，保证教师工资和学生人均公用经费逐年有所增长”。

投入。[①]然而,仅从"教育经费占 GDP 的 4%"这个目标看,无论是用预算内教育经费抑或是全部财政教育经费计算,这个目标至今没有一年达到过。1992 年以来,预算内教育经费占 GDP 的比重从没有超过 3%,全部财政性教育经费占 GDP 的比重也一直在 3.5% 以下。

如上比较分析表明,与分权理论和国际实践不同,中国地方政府在安排支出结构上存在明显的偏向:在基本建设上热情高涨甚至过度供给,而在人力资本和公共服务上则缺乏动力、供给不足。人力资本投资和一些公共服务的投入对经济增长和提升居民福利的重要性不言而喻。那么,究竟是什么原因导致中国教育支出比重和科教文卫支出比重无法提高,又是什么使得中国的财政分权在公共支出结构上有如此特别的表现呢?

本文试从中国式分权[②]的视角对这些问题给出合理解释,并利用分税制改革以来的面板数据分析为我们的推断提供经验支持。本文的第二部分从中国式分权的视角揭示地方政府支出结构扭曲的内在逻辑,并对相关文献予以疏理;第三部分说明实证研究中的指标选取、计量模型和数据来源;第四部分讨论实证结果;最后是本文的结论和政策蕴涵。

二、中国式分权、为增长而竞争与财政支出结构

对于教育和公共服务投入不足的流行看法是分税制改革财权上收之后出现的收支责任的缺口使然。这个简便的解释远远不是

① 这个方向的努力仍在加强。经十届全国人大常委会第 22 次会议审议通过的新修订的《中华人民共和国义务教育法》已于 2006 年 9 月 1 日正式实行。新修订的义务教育法规定,国家将义务教育全面纳入财政保障范围,义务教育经费由国务院和地方各级人民政府根据职责共同负担。同时,中央将规定学校的学生人均公用经费最低标准,再次明确了教育经费的"三个增长",并从 2006 年开始用两年时间免除农村地区义务教育阶段的杂费,进一步回归义务教育免费的本质。

② 钱颖一等(Qian and Roland, 1998)是较早提出"中国式分权"(fiscal decentralization, Chinese style)概念的学者。中国式分权最初主要是指中国分散化的财政体制,它的积极意义在于分权使得软预算约束不再可行。最近,Blanchard 和 Shleifer(2001)将中国的政治集权和经济分权结合在一起,强调中国与俄罗斯等国家财政体制的不同激励。因而,虽然我们这里仍使用"中国式分权"这个概念,但是所指内涵已经突破了前者的内容,强调中国分散的财政体制和集中的政治管理体制的紧密联系。具体论述参见下文。

问题的全部答案。如果注意到分税制改革设计中明确以基数法保证了地方政府的财政收入，而1994年后地方预算内财政支出增幅没有明显下降，那么至少从中央和省之间的分税制改革来看，收支权责的不对等只是省级政府的借口。更为重要的原因是，由于科教文卫投资的短期经济增长效应不明显，在中国以GDP考核为主的官员晋升体制下（Li and Zhou, 2005），地方政府存在忽视科教文卫投资、偏向基本建设的制度激励。

中国式财政体制的核心内涵是经济分权与垂直的政治治理体制的紧密结合。经济分权最重要的积极意义在于，中国式的财政分权向地方政府和企业提供了经济发展的激励。如果说家庭联产承包责任制解决了中国农村和农民在20世纪80年代的激励问题的话，城市和非农业人口的激励则是和对地方政府的放权紧密结合在一起的。从70年代的放权让利到80年代的分灶吃饭，再到90年代的分税制改革，如何合理划分中央和地方的利益关系、调动地方政府的积极性，不仅始终是我国财政体制改革的要点，也是整个经济和政治体制改革的突破口。在分散的财政体制下，由于要素流动下的财政竞争增加了政府援助国有企业的机会成本，地方政府不再有激励向经营绩效不佳的国有企业提供援助，结果是所谓"市场维持型联邦主义"（market-preserving federalism）的确立（Weingast, 1995; McKinnon, 1997; Qian and Roland, 1998）。这一演绎结论得到了基于1982—1992年省级面板数据实证研究的支持（Jin, Qian, and Weingast, 2005）。

经济分权还不足以构成中国经济发展的全部激励。有关中国式分权的文献习惯将中国和其他国家尤其是俄罗斯的分权绩效进行比较。然而，多数情况下，无论是在发达国家（如美国），还是在发展中国家（如印度、玻利维亚），抑或是转轨国家（如俄罗斯），与财政分权相伴随的是政治上的联邦主义；而中国却是在垂直的政治管理体制下，演绎出的财政联邦主义。Blanchard 和 Shleifer（2001）认为，在其"蹩脚的民主"机制下，俄罗斯的中央政府缺乏对地方政府的控制力，地方政府不存在主动推动经济发展的动力；而在中国，中央政

府有足够的能量来对地方进行奖惩，地方政府官员因而不得不追随中央政府的政策导向。[①]Tsui 和 Wang(2004)支持了类似的观点。除了我们比较熟悉的以 GDP 为主的政绩考核机制(周黎安,2004)外，Li 和 Zhou(2005)的实证工作还证实，中央的确是在按照一种相对经济增长绩效的指标来提拔官员，即将地方官员的政治升迁与当地经济增长绩效挂钩，并且在绩效考核时采用相对绩效评估的方式，尽可能消除评估误差，加大激励效果。

具体来说，经济分权和垂直的政治管理体制对地方政府最重要的影响渠道是政府之间的标尺竞争(yardstick competition)。文献通常所说的标尺竞争对应于对下负责的政治体制，指的是由于分权构造了一种类似多部门平行的 M 型组织结构，处于信息弱势的选民会参考其他地方政府的行为评价自己所在地区的政府行为，从而节约行政管理成本，防止权力滥用，同时地方官员知道其选民会以其他地方为标尺，从而会效仿其他地方的相关政策，相互监督和学习能够提高政府部门的运作效率(Besley and Case, 1995; Baicker, 2005; Martinez-Vazquez and McNab, 2003)。与这种自下而上的标尺竞争不同，中国地方政府是对上负责，从而形成了一种基于上级政府评价的“自上而下的标尺竞争”(张晏等,2005;王永钦等,2006)。

研究分权对财政支出结构影响的少量文献大都集中在理论层面上。Keen 和 Marchand(1997)证明，在资本自由流动而劳动力不可流动的假设下，对于公共支出的总体水平，生产性的公共品(基础设施等)并不一定供给不足，而仅仅服务于当地居民福利的公共服务一定供给不足；但从居民福利最大化的角度看财政支出存在扭曲，降低前者的支出比重提高后者的比重将提升整体福利水平。这些结论在最近的文献中得到进一步延伸。Bucovetsky(2005)指出，由于公共基础设施投资能够带来规模经济并吸引要素流入，地方政

---

① 长期以来，保证 GDP 增速是官员政绩考核体系中具有一票否决地位的内容，追求经济高增长也就成为地方官员竞争的主要目标。一个证明是，部分地区有时甚至不惜采用消极抵制中央宏观调控政策的办法来保证地方 GDP。不过，最近中央倡导的节约型社会、和谐社会等理念也开始发挥一定的引导作用。

府之间非合作竞争的纳什均衡可能是破坏性的；比 Keen 和 Marchand(1997)的研究更进一步，基础设施的投资不仅在各个地区是过度的，而且，当考虑更多的地区而不仅仅是两个地区时，投资于基础设施的地区也多于最优数量。在实证方面，Mauro(1998)考察了腐败对政府支出结构的影响。他发现，由于从不同支出中获取贿赂的难易不同，腐败的政府会将更大的比重支出在基础设施，而降低支出于教育的比重。研究财政支出结构本身的中文文献比较少见。① 总的来看，至今为止，相对于财政支出结构这个问题的重要性，相关的研究投入还显得远远不相称。

基于如上分析，本文的研究集中在财政分权以及地方政府之间的竞争对政府支出结构的影响上。我们的假说是，由于不同类型的财政支出对推动地区经济增长(尤其是任期内的增长)作用不同，② 地方政府为增长而竞争③的努力必然反应在财政支出结构上，并造成偏重见效快、增长效应明显的基本建设投资、忽视科教文卫投入的扭曲。虽然现有研究对中国政府支出偏向有过一些关注，但很少有人把它归结到中国式分权的制度层面；④另外，从规范的实证角度较为严格地考察政府行为对支出结构的扭曲程度是我们的另一个贡献。财政分权本身也蕴含着多级政府之间的收支权责划分，在1994 年分税制改革之后，2002 年实施并于 2003 年调整的所得税分享改革具有适度集权的效果，我们也将考虑这一财政体制安排本身的变化对地方政府支出结构的影响。此外，在我们的样本范围内还出台了一些重大的综合政策，1996 年全面推广的科教兴国战略试图提升研发和教育投入并加快落后地区的发展，2000 年实施的西部大

① 平新乔、白洁(2006)是较为接近的研究。通过研究人均财政支出对公共需求的敏感性，他们发现，预算内支出主要负责教育、城市维护和支农；预算外支出是基础设施建设和应对自然灾害的主要来源。另外，乔宝云等(2005)以小学义务教育为例，说明财政分权和地方政府竞争忽视了地方的一些社会福利。

② 张晏(2005a)发现，我国地方政府科教文卫支出比重对经济增长的影响不显著；同时，地方支援农业支出比重、基本建设支出比重显著促进了地方经济增长。对 1992 年之前中国政府支出结构与经济增长的研究可以参考 Zhang 和 Zou(1998)。

③ 张军曾多次强调地方政府"为增长而竞争"对于解释中国经济成功的重要意义，我们这里的提法直接来自他的启发，虽然其他著述也有类似蕴涵。参见张军(2005)。

④ 中国式分权带来的成本近来才开始受到关注(周黎安，2004；王永钦等，2007)，但研究主要集中在地方保护(陆铭、严冀，2003)、地区差距(Zhang，2006；张晏、龚六堂，2005)和城乡分割(陆铭、陈钊，2004)方面，中国式分权对政府支出结构和政府公共品供给的负面影响较少有规范的研究。

开发战略也强调了西部教育和科技事业的重要性，然而这些重要举措是否会使地方政府支出结构出现所期望的变化尚是有待考量的问题。本文还考虑了可能影响政府支出结构的其他细节问题。

三、指标选择、计量模型与数据说明

Mauro(1998)关于腐败与政府教育支出结构的跨国实证研究是解释公共支出结构的少数文献之一。[①]在他的文章中，除了腐败指数和一些克服内生性的工具变量外，解释变量还控制了人均 GDP、学龄(5—20 岁)人口比重、政府消费性支出占 GDP 的比重等。基于 Mauro 的工作和本文的研究重点，我们建立如下回归模型：

$$RPCAP_{it} = \alpha_i + \beta X + \gamma_1 FD + \gamma_2 FD \cdot COMPE + \gamma_3 COMPE + \rho M + \eta D + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$RPCUL_{it} = \alpha_i + \beta X + \gamma_1 FD + \gamma_2 FD \cdot COMPE + \gamma_3 COMPE + \rho M + \eta D + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

这里使用的是 1994—2004 年的省际面板数据。其中，下标 i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 年，我们的样本包括了除西藏和重庆(重庆 1997 年以后的数据并入四川省)以外的 29 个内地省、自治区和直辖市。β、ρ、η 是系数矩阵，γ_1、γ_2、γ_3 是系数，ε 是残差项。被解释变量 *RPCAP* 和 *RPCUL* 分别是省级预算内财政支出中基本建设和科教文卫支出所占的比例。应该指出，对于考察财政分权对地方政府行为模式的影响而言，更好的指标应该包括地方政府有更大灵活性的预算外支出。遗憾的是，我们无法获得预算外支出结构的数据。不过，这一替代做法的潜在好处是：如果我们发现管理较为严格的预算内财政支出也存在某种扭曲，我们就应该对结论

① 与我们不同，Mauro(1998)还采用了教育支出占 GDP 的比重作为被解释变量，由于我们专注于财政支出结构本身，后文的计量研究中仅报告了相应类型财政支出占预算内财政支出比例的回归结果。我们所做的辅助性回归(限于篇幅未报告)表明，用财政支出占 GDP 的比重不会改变主要结论。

更有信心。

显然,财政分权(*FD*)是本文最重要的解释变量之一。财政分权作为中央—地方关系的制度安排从一个角度上表征了地方政府的财政自主性的大小,财政越分权,地方政府的自由度就越大,就越有可能按激励方向改变财政支出的结构。分权指标的构造存在一定的争议(Bird, 1986; Martinez-Vazquez and McNab, 2003),基于此前的工作(张晏、龚六堂,2005)和本文的研究目的,这里采用预算内本级政府财政支出指标,并且,为控制政府支出规模与人口数量之间可能存在的正向关系,我们进一步对该指标进行人均化,即 *FD* = 各省预算内人均本级财政支出/中央预算内人均本级财政支出。该指标可以看作是实际分权程度的一种度量。另外,我们也辅助性地采用了人均财政收入分权指标和扣除净转移支付的人均支出分权指标。

影响财政支出结构的另一重要渠道是竞争,地方政府竞争的努力程度越高,就越会形成偏向生产性支出的支出结构。而没有竞争激励的政府对公共支出的偏向可能不同,例如同样分权的俄罗斯地方政府的基本建设投资热情较低。尽管中国不是标准意义上的财政分权国家,但地方政府在少数税种(如屠宰税和筵席税)上拥有一定的自主权,尤其是对企业有一定程度的税收减免权。[①]在减免税上,由于内资的流动受信贷体制等限制较大,吸引外资成为地方政府及其官员的重要任务。除了依据《中华人民共和国外商投资企业和外国企业所得税法》及其实施细则中的有关规定对涉外企业按地域(是否沿海经济开放区、经济特区)、落地区域(是否经济技术开发区、高新技术产业园区等)、产业、项目类别等差异确定所得税优惠之外,各地方政府也存在一些在国家统一税收政策之外越权制定地区性所得税优惠政策的现象,运用财政竞争手段吸引 FDI 是地方政府的主要竞争行为。基于这些考虑以及数据的可得性,这里我们通

① 由于屠宰税和筵席税等税种的税基流动性较差,这类税收的差别性政策不足以构成税收竞争。有关税收竞争的详细分析,参见张晏(2005b),张晏等(2005),张晏、夏纪军(2005)。

过构造各地区外资企业的相对实际税率来刻画地方政府竞争(*COMPE*)的努力程度。众所周知,外商投资企业长期以来享受着超国民待遇,所负担的实际税率与名义税率差别很大。为此,我们先估算外资企业实际负担的税率,[①]再逐年计算各省份的外资企业实际税率均值,最后用该均值除以该年各省外资企业的实际税率得到 *COMPE*。这样,相对实际税率越低(*COMPE* 值越大),地方政府的竞争强度越大。另外,竞争和财政分权对政府支出结构可能存在相互影响:一方面政府竞争在分权程度不同的地区对支出结构可能会有不同的影响,另一方面财政分权对公共支出结构的影响可能随着政府竞争强度的增加而发生变化。为了捕捉这种机制,我们有必要借助二者的交互项(*FD* · *COMPE*)。有关 *FD* 和 *COMPE* 的三项是我们关注的核心解释变量。

X 中包含了人均实际 GDP 及其平方项。Mauro(1998)在跨国的横截面研究中采用了 1980 年各国的人均 GDP 来检验瓦格纳(Wagner)定律,我们在面板数据研究中对应地采用了各省各年实际人均 GDP(*PERGDP*,亿元),并且,为了检查财政支出结构是否随着经济发展水平而出现不同的非线性特征,我们还加入了实际人均 GDP 的平方项。

M 中是一组控制变量。类似 Mauro(1998)用学龄人口比重刻画有关教育支出的需要,我们用小学、义务教育中学和其他中等学校在校学生人数占年底总人口的比例(*PRIMARY*、*JUNIOR* 和 *UNINCUN*)来控制小学教育和中等教育对财政支出的约束。我们细分教育对象的结构主要基于以下两个原因。一是教育的总量结构指标(中小学和高中在校学生比重)在相应的计量模型中不显著,我们进一步细分以度量各类教育对象对政府支出结构的影响。第二个原因在于中国教育财政支出模式的独特性。中国的教育法规定,基

① 由于没有现成的外资实际税率,我们用《中国税务年鉴》(各年)中的“港澳台投资经济”和“外商投资经济”所缴纳的税收总和除以两类企业的总产值计算得出。由于只有三资企业工业总产值(来自《中国统计年鉴》,各年)的数据,这个指标可能低估了三资企业中服务业比重较大的省份的竞争程度。不过,我们没有报告的辅助性回归表明,如果把三资服务业比重相对较高的直辖市样本删除,我们的主要结论没有改变。

础教育必须要达到一定标准,而普九教育的财政支出基本由地方政府负责,我们区分义务教育和非义务教育来研究它的影响。除了教育对象结构指标,鉴于本文关注的焦点是分权和竞争,我们还引入净迁移率(*NETMIG*, ‰,为年底人口增长率与人口自然增长率之差)①来考察蒂布特(Tiebout)机制在中国的表现。在 Tiebout(1956)所阐释的"用脚投票"机制下,居民会通过选择居住地来显示自己对地方公共品组合的偏好,而地方政府的公共品供给也将作出相应的反应。中国人口向东南沿海(包括新疆)迁移已经持续二十年左右的时间,如果该机制起作用,对于有大量劳动力移出的中西部省份来说,就没有进行人力资本投资的激励,因而会降低在科教文卫上支出的比重;对于净迁移率为正的地区,则会增加在科教文卫上的支出投资人力资本并借此进一步吸引人才流入。

中国经济还有一些重要的转型特征,剧烈的体制变革伴随着1978 年以来中国经济的成长。体制变革集中体现在各地区的所有制结构差别,这种差别可能使地方财政支出结构发生不同程度的倾斜。我们用国有经济单位职工在总职工人数中的比重(*SOU*)来捕捉经济体制结构的信息,归入 *M* 中。

另外,简单的数据分析表明地方政府的支出比重在样本范围内有一些波动,基本建设比重总体呈上升趋势,科教文卫比重则处于下降通道;2000 年之后西部省份的基本建设支出比重出现一个明显的跳跃,随后又有大幅下降。由于我们无法先验地判断这些波动是由于政策影响还是由于时间趋势,为了剔除与时间有关的因素,我们添加了时间虚拟变量 *T*,也归入 *M* 中。

我们还增加了一组刻画政策影响的虚拟变量 *D*。*D* 中包括 *DUM*96、*DUM*02、*DUM*03 和西部开发虚拟变量 *DUMEXP*。在前面控制时间趋势(*T*)的基础上,我们尝试用这三年的虚拟变量来刻画科教兴国战略和所得税分享改革的影响。其中时间虚拟变量均对

① 人口迁移率没有现成的一致性的时序数据。我国在 1990 年、1995 年和 2000 年分别进行过第三、四、五次人口普查,提供了口径较为统一的人口迁移数据,我们曾分别计算后两个时间节点上的净迁移率,并构造了 1994 年和 1995—2004 年的净迁移率数据,回归的结果与下文报告的结果完全一致。

相应年份之后赋值 1,之前赋值 0。*DUMEXP* 对 2000 年以后享受西部开发政策的省份赋值 1,其余赋值 0,用来分析 2000 年起中国全面推广西部大开放战略的影响。

四、实证结果

接下来我们具体考察影响政府支出结构的因素。如前所述,在中国式分权的激励下,地方政府对基本建设和人力资本投资及公共服务可能表现出截然不同的积极性。因而,我们把实证重心集中在财政分权和政府竞争是否造成了支出结构的显著偏向上。由于三资企业的实际税率只在 1994 年以后有相应数据,我们在 1994—2004 年的样本区间内研究我国 29 个内地省份公共支出结构的影响因素。

(一) 财政分权、政府竞争与政府支出结构

在我们的计量模型中,财政分权对政府支出结构的影响从两个角度得到了考察:一是财政分权(*FD*)本身的直接效应,二是财政分权与政府竞争交互项(*FD* · *COMPE*)的间接效应。财政分权与政府竞争交互项系数的联合检验在下表的前四列中在 1% 的水平上显著正,后四列在 1% 的水平上显著负。因而,1994 年以来的财政分权显著推升了政府基本建设支出份额(*RPCAP*),而减少了政府科教文卫支出份额(*RPCUL*)。重要的是,分权对两者的影响不仅在方向上完全相反,而且随着竞争的升级影响还在加强。对于基本建设支出,表中第(1)—(4)列表明,地方越分权,政府基本建设投资份额越大;同时竞争越激烈的地方分权对基本建设投资比例的正面影响越强。具体来说,以第(2)列为例,地方政府的竞争强度每增加 1 单位,分权带来的基本建设投资比重的上升将增加 0.95 个百分点。在政府竞争的均值 1.21 处,分权程度增加 0.1,政府基本建设支出比重将增加 0.184 个百分点。这是相当可观的影响。相形之下,分权对科

教文卫支出的影响则有些微妙。一方面，尽管地方政府在科教文卫支出方面存在责任和收入不对等的现象，但由于分税制改革对支出分权的影响较小，加上科教文卫支出具有一定刚性，分权本身并没有减少地方科教文卫支出的比例，财政分权对 *RPCUL* 的直接影响不显著；另一方面，竞争越激烈的地方，财政分权对 *RPCUL* 的负面影响越大，在第(6)列中，地方政府的竞争强度每增加 1 单位，分权导致的地方科教文卫支出比重的下降将增加 0.62 个百分点。这意味着，地区竞争的升级使得地方政府更倾向于忽视在人力资本和公共服务上的支出。在政府竞争的均值处，分权程度增加 0.1 将使政府科教文卫支出比重减少 0.11 个百分点。

关于异质地方政府之间的竞争，Cai 和 Treisman(2005)描述了一种不同于 Qian 和 Roland(1998)的机制：如果禀赋差距过大，弱势地区可能不加入竞争，反而破罐子破摔、放弃竞争。我们的研究发现，竞争对政府公共支出结构的影响取决于分权程度。[①]当地方支出分权较小，自主性较低时，竞争会使地方政府减少基本建设投资比重，只有当财政分权超过临界水平时，竞争对基本建设支出比重的影响为正。同时，随着地方自主权的继续上升，竞争才会降低科教文卫支出比重。[②]以第(2)列和第(6)列为例，当分权程度小于 2.158 时，地方政府会减少基本建设投资，加大科教文卫支出份额；当分权程度介于 2.158 和 3.355 之间时，自主性提高的地方政府会加大基本建设投资比重；随着分权的进一步提高，地方政府会削减科教文卫支出的份额。进一步看，在我们的样本中，24.45% 的样本分权程度小于 2.158，32.29% 的样本分权程度介于二者之间(如山东、山西、陕西、广西、湖北的大多数年份)，43.26% 的样本分权程度处在加大竞争使地方政府加大基本建设投资比重、减少科教文卫投资比重的区间。对于河北、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、陕西、四

---

① 表中竞争及交互项系数的联合检验仅第(2)、(4)、(5)列在 5% 的水平下显著异于零，其他各列不显著。

② 这也可能是由于科教文卫支出具有刚性，尤其在普九的压力下，地方政府必须首先保证普九达标，只有当财政自主权达到一定程度后，地方政府才能增加其他支出比重。

川、贵州（除2001年、2004年）、甘肃等省区，竞争的激励并没有使他们增加基本建设投资的比重，这与Cai和Treisman（2005）的发现是一致的。而在广东（除2000年）、北京、上海、天津、辽宁（除1999—2003年）、青海（除1998—2000年）这些有较高人均财政分权的省市，竞争激励导致地方政府减少科教文卫支出比重、加大基本建设投资。如果我们扣除直辖市，仍然得到类似的结果，但科教文卫支出分析中相应的分权临界值会下降。①

如上对财政分权（*FD*）和政府竞争（*COMPE*）在两个比重上的对照分析强有力地表明，中国式分权及其架构的地方竞争塑造了显著的政府支出偏好，并且这种“重增长、轻人力资本和公共服务”的扭曲随着分权的深入和竞争的加剧会进一步恶化。我们的研究还暗示，1994年以来的分权本身并没有直接导致科教文卫支出比重下降，官员的晋升激励压力才导致政府的短视行为。有些具有资源禀赋优势的地区，如直辖市，它们本身的竞争强度并不高（北京、上海的*COMPE*均值排名居中），分权对这些地方政府预算内支出结构的扭曲要小于其他竞争激烈的地方。

（二）重大政策对政府支出结构的影响：西部开发、科教兴国及所得税收入分享

2000年起国家在西部11省市（这里没有包括西藏）实施西部大开发战略。添加的虚拟变量*DUMEXP*表明，西部开发政策显著增加了这些地方政府的基本建设投资比重，从这个角度说，西部大开发起到了一定成效。不过，西部开发战略同样强调了对科学技术教育的投入，但是西部开发涉及省份在政策实施以来，科教文卫投资比重显著低于其他地区。如果在上表的回归中增加分权和*DUMEXP*的交互项，则2000年以来这些地方财政分权对政府公共支出结构的扭曲明显高于其他地区，交互项系数（最高达3个百分

① 人均分权在某种程度上也度量了地方财力的大小，它对支出结构的影响与我们此前对该指标的分析是可以统一的。自主性低，财力有限，科教文卫支出又有一定刚性，这些地方在预算和自主性的综合约束下，竞争激励也难以使他们增加生产性投资比重。而在自主性增强的时候，地方政府才有财力和能力按竞争激励投资基本建设，同时抑制科教文卫的增加幅度。因而，对人均分权指标的这种理解辅助了我们的结论。

财政分权、政府竞争与财政支出结构:实证结果(1994—2004 年)

解释变量	RPCAP				RPCUL			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PERGDP	−0.122 7 *** (0.030 2)	−0.073 0 * (0.037 8)	−0.129 1 *** (0.035 6)	−0.037 (0.039 6)	0.081 7 *** (0.028 4)	0.078 9 *** (0.028 9)	0.105 0 *** (0.029 3)	0.068 2 ** (0.031 2)
PERGDP^2	0.044 1 *** (0.011)	0.025 9 ** (0.013)	0.041 1 *** (0.013)	0.012 5 (0.013 4)	−0.034 6 *** (0.009 6)	−0.030 5 *** (0.011 1)	−0.032 5 *** (0.010 8)	−0.021 7 * (0.011 3)
FD	0.005 6 ** (0.002 8)	0.006 9 ** (0.003 1)	0.012 3 *** (0.003 3)	0.009 0 *** (0.003 2)	−0.000 7 (0.002 2)	−0.003 1 (0.001 9)	−0.003 8 ** (0.001 7)	−0.003 1 (0.002 4)
FD · COMPE	0.003 0 * (0.001 8)	0.009 5 *** (0.002 7)	0.005 0 ** (0.002)	0.009 2 *** (0.002 7)	−0.007 0 *** (0.001 6)	−0.006 2 *** (0.001 4)	−0.006 9 *** (0.001 3)	−0.007 2 *** (0.001 8)
COMPE	−0.005 7 (0.004 9)	−0.020 5 ** (0.008)	−0.011 7 ** (0.005 9)	−0.020 0 ** (0.008 1)	0.027 1 *** (0.005)	0.020 8 *** (0.004 5)	0.023 9 *** (0.004 2)	0.022 5 *** (0.005 8)
SOU	0.001 2 *** (0.000 3)	0.000 3 (0.000 3)	0.070 1 ** (0.033 4)	0.007 2 (0.034 6)	−0.001 4 *** (0.000 3)	−0.000 5 ** (0.000 2)	−0.075 2 *** (0.023 8)	−0.077 2 *** (0.028)
T	0.006 5 *** (0.000 9)	0.010 2 *** (0.001 5)	0.012 5 *** (0.001 3)	0.011 2 *** (0.001 6)	−0.009 0 *** (0.000 7)	−0.010 8 *** (0.000 8)	−0.013 6 *** (0.001)	−0.012 5 *** (0.001 1)
DUMEXP	0.039 3 *** (0.005 6)	0.042 0 *** (0.006 3)	0.038 2 *** (0.005 3)	0.042 3 *** (0.006 2)	−0.010 6 *** (0.004 1)	−0.008 4 *** (0.003 2)	−0.009 1 *** (0.003 4)	−0.004 5 (0.004 2)
DUM96		−0.016 0 *** (0.005 4)	−0.015 1 *** (0.003 7)	−0.017 4 *** (0.005 5)		−0.000 6 (0.002 7)	0.000 1 (0.002 8)	0.001 8 (0.003 8)

（续表）

解释变量	RPCAP				RPCUL			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DUM02		-0.011 5 *	-0.008 8 **	-0.008 3		0.015 7 ***	0.013 9 ***	0.011 9 ***
		(0.005 9)	(0.003 7)	(0.005 8)		(0.002 8)	(0.002 7)	(0.003 9)
DUM03		-0.034 3 ***	-0.015 1 ***	-0.024 8 ***		0.011 4 ***	0.010 2 ***	0.010 3 **
		(0.005 4)	(0.004 3)	(0.006 2)		(0.002 6)	(0.002 8)	(0.004 2)
PRIMARY			0.290 5 **	0.408 8 ***			-0.113 1	-0.109 5
			(0.116)	(0.121 7)			(0.087 9)	(0.101)
JUNIOR			-0.536 7 **	-0.281 9			0.820 1 ***	0.522 0 **
			(0.211 2)	(0.256 4)			(0.168 1)	(0.206 1)
UNINCUN			-1.205 4 ***	-1.406 7 ***			0.459 3 *	0.500 2
			(0.340 9)	(0.406 7)			(0.241 4)	(0.316 8)
NETMIG			0.000 1	-0.000 1			-0.000 2 ***	-0.000 1 *
			(0.000 1)	(0.000 2)			(0.000 1)	(0.000 1)
Obs.	319	319	319	319	319	319	319	319
R^2	0.764 3	0.667	0.816 7	0.687 6	0.833 2	0.856 1	0.863 2	0.534 9
备注	FE	RE	FE	RE	FE	FE	FE	RE

***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平,括号中为标准误(SE)。每组第(2)、(3)列在第(1)列的基础上分别添加了政策时间控制变量和其他结构性控制变量。相应的 *F* 检验均在1%的水平下拒绝没有组别效应,White 检验均在1%的水平下拒绝同方差,Hausman 检验对包含时间控制变量的基本建设支出分析、包含全部控制变量的科教文卫支出分析不能拒绝零假设,其他均拒绝随机效应,为便于比较,我们在第(3)、(4)列以及第(7)、(8)列分别同时报告固定效应和随机效应结果。本表中 FE 和 RE 均是加权回归结果。常数项省去。

点左右)在两组回归中分别显著正和显著负。对此,可能的解释是,随着国家对西部地区经济发展重视程度的提高,原本在全国竞争格局下处于弱势的地区,可以利用政策倾斜弥补其在初始禀赋上的不足,并在相互间展开标尺竞争,政府更倾向于将增量资源投资于见效快、政绩显著的基本建设投资,科教文卫投资虽然在总量上有较大幅度提高,但在相对意义上仍然落后于总支出和基本建设支出增长的速度。①我们用收入分权和扣除净转移支付的支出分权指标也得到一致的结论(此时上表中 *DUMEXP* 的系数在对科教文卫的回归中不再显著),这进一步说明,即使中央政府用增加对应性转移支付的办法来改善西部地区的科教文卫状况,但只要中国式分权的激励机制不改变,西部地区总的科教文卫支出比重仍然不会上升,甚至可能下降。

我们在分析中用时间变量 *T* 控制了时间因素,并在两个基本模型的后三列中添加了刻画科教兴国战略、所得税收入分享改革的时间虚拟变量。在控制了随时间而变化的不可观测因素之后,这些政策变量仍然显著。这表明我们的回归结果并不是共同趋势造成的。2002 年开始启动的所得税收入分享改革(*DUM*02)将地方所得税的 50% 上收中央,并全部用于主要面向不发达地区的转移支付,2003 年继续将这一比例提高到 60%(*DUM*03)。2002 年的分享改革使得地方基本建设投资比重在该年下降了 0.88%,科教文卫支出比重上升了 1.39%,2003 年新增的 10% 政策调整对基本建设投资和科教文卫投入比重的边际影响分别为 1.51% 和 1.02%(分别以列(3)和列(7)为例)。这表明,所得税收入分享改革以及转移支付力度的加强对于减缓分权和政治竞争导致的公共支出结构扭曲效果明显。肇始于 1996 年的科教兴国战略(*DUM*96)虽然显著降低了地方政府的基本建设投资比重,但对科教文卫支出比重并没有显著的影响。一种可能的解释是,这是政府行为激励的另一体现。由于地方官员

① 如果我们在表中考虑 *FD*、*COMPE* 与 *DUMEXP* 的交互项,则它的系数在两组回归中分别显著正和显著负(其中第(3)列中 *FD* · *COMPE* 项、*COMPE* 项的系数不再显著)。这说明,竞争加剧分权对支出结构的扭曲效应在实施西部开发战略的省份更强,对科教文卫支出比重的压低效应尤为明显。

与中央政府在支出偏好上存在异质性，地方虽然认同国家重视教育和长远发展的战略思想，但受部门利益、政治博弈和任期周期的影响，地方更倾向于短期生产性投资，科教文卫支出虽总量上升，但在结构上仍然不被地方政府重视，地方教育事业费所占比重持续下降，仅在2002年略有回升。①

（三）其他因素

Mauro（1998）在跨国研究中发现人均GDP在解释政府支出结构时不显著，与此不同，中国面板数据的分析却发现经济发展水平是影响支出结构的重要变量；②更重要的是，人均GDP对基本建设比重和科教文卫比重的影响可能是非线形的，并且，对两者影响的方向上再次形成对照。在上表中，人均GDP对政府基本建设支出份额的影响呈U形（联合显著负），对科教文卫支出份额的影响呈倒U形（联合显著正）。这样，在经济发展水平比较低的地方，随着人均GDP的提高，地方政府将增加科教文卫支出比重，减少基本建设支出比重，只有当经济发展水平超过相应的临界值后，人均GDP高的地方才会加大基本建设支出比重、降低科教文卫支出比重。这种非线性影响可能是由于在普九教育达标的压力下，地方政府必须有相应的经费支出，而当经济水平发展到足以满足普九财政资金要求时，边际上增加的收入就会以更大的比例投向基础设施。③从具体分布上看，三个直辖市以及其他极少数的沿海省份在考察样本中的最后若干年份中，已经进入基本建设支出比重随人均GDP稳步增长、科教文卫支出比重稳步下降的通道。值得指出的是，除了说明政府支出结构与经济发展阶段有关之外，这也可能意味着一个不太乐观

① 由于刻画科教兴国政策使用的是时间虚拟变量，DUM96可能还包含了其他信息，科教兴国战略是否对提高地方政府科教支出文卫比重效果不显著还有待更细致的研究。

② Mauro（1998）使用的是截面数据而不是面板数据。他考虑的被解释变量政府各项支出比重有两类：一是1970—1985年的均值（使用的是Barro的数据库）；二是1985年的水平值（IMF和其他数据库），在这两种情况下，他控制的都是1980年各国的人均GDP。我们在表中类似采用了1980年各省人均GDP指标，发现（加权PLS方法）它的系数在政府基本建设投资比重回归中显著为负，而初始经济发展水平高的地方的科教文卫支出比重更高。我们也尝试添加了1980年人均GDP的平方项，在基建投资分析中同样发现了U形，说明初始经济发展水平足够高的地方（如上海）会加大基建支出比重。

③ 如果这个解释成立的话，那么中国的"普九"政策（即"九年义务教育"制度）的确起到了促进穷地方加大人力资本投资的作用。但由此带来的问题是，由于人力资本是流动的，这实际上造成了穷地方补贴富地方。

的趋向:即随着经济的发展,地方政府在支出结构上的倾向并不会自然而然地得到缓解,而可能进一步激化。与此相对,非国有化进程(*SOU* 的对立面)的推进则会有效纠正政府支出结构的扭曲。

最后,小学在校学生人数比重对科教文卫支出比重的影响不显著,初中在校学生人数比重的系数显著正,非义务教育中等学校在校学生人数比重的系数在固定效应回归时显著异于0。这表示,小学在校学生人数比重的上升不会使政府增加科教文卫支出份额,中等教育吸引了地方政府教育投入的主要注意力。政府支出结构对教育对象结构的反应还有待更细致的分析。[①]在人口净迁移率(*NETMIG*)在基本建设支出比重分析中不显著,而对科教文卫比重显著负。这表明,地方政府主要是竞争资本尤其是FDI,而对于劳动力流动尚缺乏合理反映,人口尤其是高水平人才(他们的流动性更强)流动对地方政府行为尚缺乏约束力。因而,我们没有发现Tiebout(1956)有关保证分权有效性的证据。个中原因可能是中国的体制使然。正像乔宝云等(2005)所指出的,中国严格的户籍制度使得"用脚投票"机制受到很大的限制,虽然人才流动已经有了较大的松动;另外,土地制度的性质也使得我国至少在省市的层面上还没有出现明显的针对教育的群分(sorting)机制迹象。[②]

五、结论与政策讨论

本文在中国式分权的背景下讨论了地方政府支出结构偏向的激励根源,并利用1994—2004年的省际面板数据对我们的推断进行了实证检验。我们的主要结论是:中国的财政分权以及基于政绩考核下的政府竞争,在支出结构上造就了地方政府"重基本建设、轻人

① 这也可能是由于我们限于数据没有单独考虑教育事业费比重,但对1998—2004年地方教育支出结构的分析同样没有找到正面的证据。我们计划在对人均(预算内)财政性教育经费的后续研究中,深入考虑地方财政支出是否对教育对象特征作出反应。

② 在部分社区和区镇已经能够找到政府通过建立高质量的学校和医院等吸引房地产投资的案例。丁维莉、陆铭(2005)提供了教育的一般均衡理论对于中国教育问题的洞见。

力资本投资和公共服务"的严重扭曲；并且，政府竞争会加剧分权对政府支出结构的扭曲，而竞争对公共支出结构的最终影响取决于分权程度，后者对 Cai 和 Treisman(2005)对地区禀赋差异的强调有所突破。这些结论在控制了时间趋势和其他一些因素之后，仍严格成立。这意味着，中国式分权在为地方政府推动经济增长注入强大动力的同时，与之伴随的成本可能正在迅速上升(王永钦等，2007)。

在政策含义上，我们的研究表明，1994 年以来财权的相对集中本身并没有导致科教文卫支出比重的下降，官员的晋升激励压力才是问题的关键；同时，我们还发现，地方政府的支出结构扭曲并不会随着经济发展而自动得以纠正。这表明，只要中国式分权的激励结构不变，地方政府就没有内在动力提升在教育和公共服务上的支出比重，一些意愿良好的政策就缺乏"自动实行"的机制。从这个意义上说，在认同加强转移支付对于改善地方公共服务提供具有积极意义的同时，我们更想强调的是，中国的政绩考核机制有促使地方政府减少科教文卫支出比重的潜在激励，单纯依靠理顺收支关系、健全转移支付体制无法根除此种扭曲。

从政府支出结构合理化的角度看，现行政策的效果喜忧参半。1996 年实施的科教兴国战略虽然显著降低了地方政府的基本建设投资比重，但对科教文卫支出比重并没有显著的影响；而 2000 年以来的西部大开发虽然提升了西部地区发展经济的积极性，但是，该战略对西部科技教育投入的强调却事与愿违，西部大开发在整体上实际上加剧了西部省份支出结构的扭曲。不过好的迹象正在出现。2002 年和 2003 年的所得税收入分享改革显著改善了财政分权和政府竞争所导致的扭曲。我们认为，这其中包含了重要的政策蕴意：随着中国的分权体制经历了近 30 年的演变，适度的财政集权并加强中央政府在社会公共服务上的职能，或许是一个明智的选择。

最后，如何从根本上改变地方行为的激励应该成为未来政策的主要着力点。本文的研究显示，科教文卫支出比重对小学在校学生人数比重和人口流动或者没有反应，或者反应方向相反。这表示经典分权理论所揭示的分权能够改善地方公共服务的机制在中国严

重失灵。除了应逐步放开限制“用脚投票”机制发挥作用的户籍制度以外，进一步推进市场化进程也将提供有效约束政府行为的外部环境。此外，改善政绩考核的机制是必然的一步。时下的主流意见认为，不能以 GDP 论英雄，应该加入其他方面的考核指标（比如构造绿色 GDP）。可是，指标复杂之后考核就会变得没有效力。其实，更为有效的考核是“自下而上”的考核，因为没有人比辖区里的居民对当地官员的表现更关心且更有发言权的了。我们认为，虽然政府间的竞争整体上具有诸多积极意义，但是其竞争的内容需要从简单的增长导向转为公共服务导向。本质上，如何保持地方政府的适度积极性同时实现由生产型（功能型）财政向公共型财政的转型是我们近期必须面对的重大挑战之一。

需要说明的是，由于我国预算内支出分类中将教育、科学、文化、卫生领域涉及的基建支出都纳入了基本建设支出科目，而我们又无法获取按功能性质分类的省级财政支出数据，从功能支出分类的角度来看，我们低估了地方政府的科教文卫支出比重，进而可能高估了财政分权对科教文卫支出比重的负面影响以及财政分权对政府支出结构的扭曲。本文有关政府竞争激励的直接实证证据采用了以外资企业实际税率为基础的政府竞争指标，尽管相应结论在我们采用外资实际税率时没有明显改变，如何更好地刻画地方政府竞争仍然是一项富有挑战性的工作。

参考文献

Baicker, K., 2005, “The Spillover Effects of State Spending”, *Journal of Public Economics*, 89, 529—544.

Besley, T. and A. Case, 1995, “Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition”, *American Economic Review*, 85,

25—45.

Blanchard, O. and A. Shleifer, 2001, "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia", *IMF Staff Papers*, 48, 171—179.

Bird, R., 1986, "On Measuring Fiscal Centralization and Fiscal Balance in Federal States", *Government and Policy*, 4, 384—404.

Bucovetsky, S., 2005, "Public Input Competition", *Journal of Public Economics*, 89, 1763—1787.

Cai, Hongbin, and Daniel Treisman, 2005, "Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization, and Public Policy", *American Economic Review*, 95, 817—830.

Calderón, César and Luis Servén, 2004, "Trends in Infrastruction in Latin American: 1980—2001", *Central Bank of Chile Working Paper*, No. 269.

Cremer, Helmuth, M. Marchand, and P, Pastieau, 1997, "Investment in Local Public Services: Nash Equilibrium and Social Optimum", *Journal of Public Economics*, 65, 23—35.

Economist, 2006, "Slow! Government Obstacles Ahead: Infrastructure in Latin America", *The Economist*, June, 15th.

Heckman, James J., 2005, "China's Human Capital Investment", *China Economic Review*, 16, 50—70.

Jin, H., Y. Qian, and B. Weignast, 2005, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", *Journal of Public Economics*, 89, 1719—1742.

Keen, M. and M. Marchand, 1997, "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending", *Journal of Public Economics*, 66, 33—53.

Li, Hongbin and Li-An Zhou, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 89, 1743—1762.

Martinez-Vazquez, Jorge and R. M. McNab, 2003, "Fiscal Decentralization and Economic Growth", *World Development*, 31, 1597—1616.

Mauro, P., 1998, "Corruption and the Composition of Government Expenditure", *Journal of Public Economics*, 69, 263—279.

McKinnon, R., 1997, "Market-Preserving Fiscal Federalism in the American Monetary Union", In Mairo, B. and T. Ter-Minassian(eds.), *Macroeconomic Dimensions of Public Finance*, Routledge.

Qian, Y. and G. Roland, 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint", *American Economic Review*, 77, 265—284.

Tiebout, Charles, 1956, "A Pure Theory of Local Expenditure", *Journal of Political Economy*, 64, 416—424.

Tsui, K. and Y. Wang, 2004, "Between Separate Stoves and a Single Menu: Fiscal Decentralization in China", *China Quarterly*, 177, 71—90.

Weingast, B., 1995, "The Economic Role of Political Institutions: Market-Preserving Federalism and Economic Development", *Journal of Law and Economic Organization*, 11, 1—31.

Zhang, T. and H. Zou, 1998, "Fiscal decentralization, public spending, and economic growth in China", *Journal of Public Economics*, 67, 221—240.

Zhang, X., 2006, "Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Regional Inequality", *Journal of Comparative Economics*, forthcoming.

Zhuravskaya, E. V., 2000, "Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style", *Journal of Public Economics*, 76: 337—368.

Zodrow, G. R. and P. Mieszkowski, 1986, "Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods", *Journal of Urban Economics*, 19, 356—370.

丁维莉、陆铭:《教育的公平和效率是鱼和熊掌吗?——基础教育财政的一般均衡经济学》,《中国社会科学》2005 年第 6 期。

黄亚生:《经济增长中的软硬基础设施比较:中国应不应该向印度学习?》,《世界经济与政治》2005 年第 1 期。

陆铭、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》2004 年第 6 期。

陆铭、严冀:《分权与区域经济发展:面向一个最优分权程度的理论》,《世界经济文汇》2003 年第 3 期。

平新乔、白洁:《中国财政分权和地方公共物品的供给》,《财贸经济》2006 年第 2 期。

乔宝云、范剑勇、冯兴元:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》2005 年第 6 期。

王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《十字路口的中国——基于经济学文献的分析》,《世界经济》2006 年第 10 期。

王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《中国的大国发展道路——论分权式改革的

得失》,《经济研究》2007 年第 1 期。
张军:《中国经济发展:为增长而竞争》,《世界经济文汇》2005 年第 3 期。
张军、傅勇、高远、张弘:《中国经济设施的基础研究:分权、政府治理与基础设施的投资决定》,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心工作论文,2006。
张晏(2005a):《分权体制下的财政政策和经济增长》,上海人民出版社 2005 年版。
张晏(2005b):《FDI 竞争、财政分权与地方政府行为》,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心工作论文。
张晏、龚六堂:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》2005 年第 5 卷第 1 期。
张晏、夏纪军:《税收竞争理论和实证研究评介》,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心工作论文,2005。
张晏等:《标尺竞争在中国存在吗? ——对我国地方政府公共支出相关性的研究》,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心工作论文,2005。
周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》2004 年第 6 期。

数据附录

1. 本文中 1986—2004 年财政和经济发展数据取自各年《中国财政年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省、自治区、直辖市统计年鉴。国有经济比重、小学和中等学校在校学生人数数据 1986—1998 年取自《新中国五十年统计资料汇编》,1999 年之后取自各年《中国统计年鉴》。

2. 人均 GDP 的消胀以 1986 年为基期,1986 年为名义值。四川和重庆的合并办法是,先分别算出两省的实际 GDP,再以各自的人口规模进行加权平均。

3. 在计算外资企业的实际税率时,分母“外资企业的工业总产值”数据来自《中国统计年鉴》(各年)中“‘三资’工业企业”的数据。其中 1996 年、1995 年的年鉴只提供了乡或者乡以上单位工业企业

单位关于“外商投资经济企业”和“港澳台投资经济企业”的数据；1999 年的年鉴提供的是规模以上企业的情况，也是分上述两类企业。由于“三资”企业在这些约束下受影响不大，我们就使用上述数据。《中国统计年鉴》中缺少的 1994 年、1997 年数据来自《中国工业经济统计年鉴》，是“外资”和“港澳台”两项数值的加总。税收数据来自《中国税务年鉴》(1995—2005 年)，是“外商投资经济”和“港澳台两类企业”税收的加总。工业总产值和税收额都是名义值。

4. 净迁移率指标为年底总人口增长率减去人口自然增长率。年底总人口增长率由年底总人口数据计算得来。年底总人口和人口自然增长率 1994—1998 年来自《新中国五十年统计资料汇编》，1999 年之后取自各年《中国统计年鉴》。

分税制改革、财政分权与中国经济增长*

◆ 张　晏

（复旦大学中国社会主义市场经济研究中心）

龚六堂

（北京大学光华管理学院）

一、引言

新中国成立以来，我国的财政税收体制发展大致可以划分为三个阶段：第一阶段从建国后到1978年之前，主要实行统收统支的财政集中体制；第二阶段从1978年到1993年，中央政府逐步放权，实行分成和财政包干体制；1994年分税制改革之后进入第三个阶段。苏联式的集中财政体制在建国初期对于调动全国资源、集中解决经济困难起到了较大作用，但到了后期其弊病开始显现。首先，地方

---

* 原文发表于《经济学（季刊）》2005年第5卷第1期，第75—108页；该文获《经济学（季刊）》2005—2006年度最佳论文奖，并被收录进《中国财政经济理论前沿(4)》（高培勇等主编，社会科学文献出版社2005年12月版，第243—280页）。

政府不仅没有收入权，更没有自主的支出决策权，地方对中央高度依赖。正如传统的分权理论所言，中央政府在信息方面的劣势增大了资源误配的机会，地方居民的偏好特征被简单忽略，庞大的财政运转机器导致了高昂的成本。其次，地方财政收入上缴和实际所得不对称，地方积极性下降，地方财政激励和财政平衡问题迫切要求改革过分集中的财政体制。在局部试点的基础上，1978 年中央开始调整地方和中央的权力利益分配，财政体制改革成为整个经济体制改革的突破口。但是，中央的放权并没有从根本上解决地方政府的激励问题，制度外资金急剧攀升，中央预算内财政收入占国家财政收入的比重和国家财政收入占 GDP 的比重都持续下滑，1993 年两者的比重仅为 22% 和 12.6%。在这种背景下，1994 年开始在全国范围内推广分税制改革，将各税种划分为中央税、地方税和共享税，分设国税、地税两大征收机构，确定中央和地方的事权和支出范围。十多年来配合了一些税费改革，逐步规范转移支付制度和基金管理制度，并从 2002 年开始调整中央政府和地方政府的所得税分享比例。

总的来说，无论是分灶吃饭还是划分税种，从分成到财政包干再到分税制改革，如何合理分权一直是我国财政体制改革的难点，更是各级政府和理论界所关注的焦点。国内研究中央和地方政府关系的文献主要集中在 1994 年分税制改革之后（李实、奈特，1996），主要侧重于从规范的角度来分析分税制改革前后政府财政体制存在的问题、探究健全财政体制的诸多措施，对于中央和地方政府的分权程度，特别是 1994 年以后中国财政分权的实证研究涉及不多。Lin、Tao 和 Liu（2002）认为中国的市场化改革本身就是一个放权（deregulation）的过程，而分权只是放权的一个手段，中国在此之后财政体制安排的演化是内生于中国的放权历程和转型路径的。陈抗等（2002）认为 1994 年分税制改革对地方税源的集权上收促使地方政府伸出攫取之手（grabbing hand），人民的福利下降。事实上，我国财政收入的上升存在多方面的因素。国税和地税的分设对于保证中央政府收入起到了积极重要的作用，[①]在税

① 分设两大征税机构无疑增加了征税成本，尤其是组建初期花费了大量的人力和物力。在当时的背景下，在缺乏有效的机制保证地方政府征税积极性的前提下，分设也是不得已之举。在公共经济学领域，信息不对称的中央政府如何激励地方政府的征税努力也是财政体制设计的理论和政策难点。

源和税种划分的基础上,地方征税努力程度提高,20世纪80年代各地方任意减免税、藏富于民于企的现象有所缓解。再加上其他政策因素(如打击走私等)的影响,我国总财政收入和中央财政收入增加显著。分税制改革具有一定的积极作用,但和任何一项改革一样,它也不可避免地存在一定的问题和不足。我们的文章试图从中央和地方财政利益分割的角度出发,基于宏观数据实证检验分税制改革前后财政分权和经济增长的关系。

现代公共经济学有关财政分权与经济增长关系的理论研究并没有得到一致的结论。传统观点认为,地方政府具有信息优势,能更好地代表本地区居民的偏好,由中央向地方转移财政收入和支出权力将更有利于提高经济效率,加快地方经济发展,进而推动全国经济增长(Oates, 1972)。Tiebout(1956)的用脚投票模型、Buchanan(1965)的俱乐部模型等开创性工作勾画了地方政府在资源配置方面的优势,后来给出的标尺效应(yardstick effect)、权力制衡(abuse control)等观点认为分权经济下政府部门之间的模仿和竞争能够提高政府运作效率,削减预算赤字,防止滥用权力。[①] 以 Weingast(1995)、McKinnon(1997)、Qian 和 Weingast(1997)等为代表的所谓"第二代财政分权理论"认为适当的分权化制度安排还可以向地方政府提供市场化激励,维持和促进市场化进程。另一方面,质疑财政分权的声音并不鲜见。同级地方政府之间存在税收竞争和公共品竞争(Gordon, 1983),适当的集权能够发挥中央政府的规模经济优势,避免同级财政竞争的外部性成本,有利于经济增长。财政分权资源配置功能和市场培育功能的发挥需要满足一些假设条件,这些条件在现实中很难达到,如果地方政府被少数利益集团控制,地方政府的被俘获(capture)可能导致漠视普通居民需求(Conyers, 1990)、高估地方公共品供给成本、滋生腐败等问题(Bardhan and

① Brennan 和 Buchanan(1980)指出,如果政府是最大化收入的集权(leviathan)政府,那么"分权的政府对追求'财政收益'的流动经济单位的竞争可以部分或完全替代直接限制税收规模",分权可以作为一种限制政府规模的机制。Musgrave(1997)指出,政治进程本身具有过度扩张和过分集中的倾向,分散的政府可以提供退出机会(possibility of exit),进而防止滥用权力。

Mookherjee, 1999),外部性、规模经济和体制安排限制了财政分权的积极作用。

尽管有关财政分权的理论文献众说纷纭,财政分权的政策实践已远远超过了理论研究的步伐。①20世纪以来,世界各国普遍出现了财政分权的趋势,全世界人口超过五百万的75个转型经济中,84%的发展中国家正致力于向地方政府下放部分权力(Dillinger, 1994)。近年来,美国、英国、加拿大等发达国家再度兴起了关于财政分权的争论。欧盟成立后,欧洲中央银行的货币政策运作拥有了一定舞台,但各个成员国之间的财政政策协调也为多级政府下财政问题的理论和经验研究提出了更多的思考。财政分权的实践经验迫切需要公共经济学理论的发展和深入。在理论研究难有定论的背景下,有关分权的实证研究也结论不一。Xie、Zou 和 Davoodi(1999)对美国经济的实证检验发现财政分权对经济增长有负面影响,Akai 和 Sakata(2002)的研究却支持传统的财政分权有正作用的观点;最近,Zhang 和 Zou(1998)对中国经济的研究与 Davoodi 和 Zou(1998)对46个国家的研究都表明发展中国家财政分权与经济增长之间的关系为负;与之相反 Lin 和 Liu(2000)的研究认为财政分权推动了中国经济发展。直到今天,财政分权仍然是公共经济学研究领域和政府政策决策部门的重大课题之一。

Zhang 和 Zou(1998)检验了1978年至1992年我国中央政府与地方政府财政资源的分配与省级经济增长之间的关系,发现财政分权更有利于地方经济增长的传统观点是不成立的,特别是在过度分权时期(1985—1989年)更加明显。他们认为转型国家在经济发展的早期,由中央政府集中有效的财力加大基础设施建设可能更有利于经济增长。与之相反,Lin 和 Liu(2000)采用中国内地28个省份的横截面数据,研究了1970—1993年财政分权对人均GDP的影响,认为80年代中期以来的财政分权提高了经济效率,促进了中国经济的增长。他们推断制度变革和资源配置效率的提高是中国经济快

---

① Taillant(1994)指出,许多国家的问题不是“要不要”分权,而是“如何更好地”分权。

速增长的重要原因。这些实证工作关注的都是改革开放到分税制改革以前的情况,但是自1992年以来的十多年间,中国不仅较成功地进行了分税制改革,社会经济的各个方面也发生了深刻的变化,体制变革和政府基建投资不再是经济增长的唯一重要推动力。因此,财政分权程度与经济增长的关系有待进一步考察。另一方面,20世纪80年代中国GDP平均增长率为9.35%,1990年代经历了治理通货膨胀和防止通货紧缩,1996—2000年经济增长速度虽然保持在8%左右,与80年代中期和90年代早期的高速增长相比仍然下降了4个百分点左右。因此,这样的样本区间的选取也会出现一定的偏差。①有关分权体制下的政府财政政策的最优分权理论文献认为,上下级政府和同级政府之间的有效合作和协调能够减少经济中的效率损失。②我国改革开放以来,政府部门的工作效率逐步提高,以往的计划经济思维模式得以逐步调整,各级政府的行政能力和对经济的调控能力逐步增强,政府之间恶性竞争、无效竞争的现象有所改观。在这样一种背景下,我国财政分权对经济增长的正面效应可能能够得到更好的发挥。从这个角度来说,我们研究分税制改革以后我国财政分权与经济增长的关系也是非常有意义的。当然,二十多年来我国经济和社会状况发生了巨大变化,影响经济增长的因素很多,例如开放政策、私有经济发展、制度变革、技术进步等,本文在刻画这些因素的基础上,进一步检验财政分权和经济增长的相关性,考虑财政分权因素对经济增长的影响。

需要指出的是,财政分权程度的度量对经验检验十分重要。③Lin和Liu(2000)与Zhang和Zou(1998)采用不同分权指标的研究得到了不同的结论,前者用财政收入增量中地方政府占有的份额来度量分权④,许多经济条件和财政实力差别显著的省份,例如吉林、

---

① Akai和Sakata(2002)指出经济高速增长早期中央政府会提供更多的具有较大外部性的公共投资,以这种样本为基础的实证检验可能导致一定的偏差,容易得出负影响的结论。

② 参见Gordon(1983), Wildasin(1988, 1989), Keen和Kotsogiannis(2002),张晏、龚六堂(2004)等。

③ Bird和Vaillancout(1998)讨论了财政分权的多种度量方法。

④ 他们认为Zhang和Zou(1998)的地方财政支出份额分权指标忽略了各省人口和经济规模的影响,事实上后者采取的人均指标已经部分修正了人口的影响。

四川、江苏、广东和宁夏,都有相同的分权指数,这显然是不符合事实分权现实的。后者采用传统的财政收支指标,但由于数据的限制和指标的间接性,这种通用的方法也存在一定的局限。中国的转移支付体系不健全,预算外收支数额庞大,以各种形式挤占预算内资金的现象屡禁不止,近年来制度外收支规模的膨胀更引起了政府部门和学者的关注。本文中我们构造了四类财政分权指标,通过对转移支付、预算内外资金和财政收支的不同处理,分别从不同的角度刻画了财政分权。回归结果表明用各种分权指标度量的回归结果基本一致,我国财政分权与经济增长之间的关系存在显著的跨时差异和地区差异。我们也进一步分析了造成这种现象的原因。

文章的结构安排如下。我们在第二部分介绍计量模型、指标和数据选取,接下来在第三部分用不同的财政分权指标实证检验分税制改革前后财政分权与经济增长之间的关系。在第四部分中,我们考察了不同经济发展水平、不同地域的地区分税制改革前后财政分权的影响,第五部分进一步分析了我国财政分权与经济增长的关系呈现跨时差异和地区差异的原因,最后在第六部分总结全文。

二、计量模型与指标选取

分析中国自1978年至2002年25年间的财政统计数据不难发现以下三个特点:第一,分税制改革扭转了国家财政能力不足和中央财政能力薄弱的状况,1995年后中央财政收入占GDP的比重和占国家财政收入的比重均不断上升;第二,中央财政支出占全国财政支出的比重在分税制改革前后变化不大;第三,在多次调整预算外资金收支范围后,预算外资金收支比例有所下降,但结合目前出现的大量体制外收支现象,我国的预算内外和体制内外财政收支管理还有待进一步增强。下面我们将采用具体指标刻画财政分权,对分税制改革前后我国经济增长和财政分权的关系进行研究。本节

我们将给出讨论的模型、数据的来源和相应分析。财政分权程度的度量对经验检验十分重要,因此,我们首先讨论财政分权度量指标,然后给出计量模型和数据的来源。

(一) 财政分权指标度量

目前的文献中主要有两种度量财政分权的方法。一种是 Oates (1985)首先采用的财政收支指标,用下级政府的财政收支份额来刻画财政分权程度;另一种是采用自有收入的边际增量(discretion in the margin to raise own revenues)。Davoodi 和 Zou(1998), Xie、Zou 和 Davoodi(1999), Zhang 和 Zou(1998)等都沿用了 Oates 的指标。Bird(1986)分析了这种方法的潜在问题,他认为发展中国家财政数据的正确性尚有疑问,数据的覆盖面和可比性存在问题,在国家之间进行比较时可变的因素较多。同时,要保证地方官员自主财政决策、保证提供正确的信号和激励,还需要满足一些条件,比如地方财源的独立性以及地方自有收入的性质等。他建议计量有效财政分权的最低条件,例如自有收入的边际增量或民主选举等。Lin 和 Liu(2000)采用了第二种方法,在大多数包干类型安排下地方的财政分权指数都为 100%。这样,经济条件和财政实力差别显著的各省区,如吉林、四川、江苏、广东和宁夏,都有相同的分权指数,这显然是不符合现实的,这种指标可能并没有反映真实的分权状况。我国分税制改革以后各省的情况采用他们的指标方法也存在一定的困难。需要说明的是,除了文献对财政分权指标难题的诸多质疑之外,[①]对中国的研究还有两个问题要注意:一是对转移支付的处理,二是预算外收支[②]。地方政府用来自上级政府或其他政府的转移支付组织的支出是否能用于度量财政分权?财政收支份额是否能真正体现地方的分权程度?

事实上,分权指标选择的困难还是源于对财政分权定义的不同

① 关于文献对财政分权指标的讨论可参考 Martinez-Vazquez 和 McNab(2003)等。

② 后文将会提到,1994 年前后预算外资金管理变化比较频繁,口径多次调整,2000 年部门预算改革后很多预算外收支纳入基金预算管理,真正财政部口径意义上的预算外资金只占很小一部分。但是基金预算并没有改变有关资金的归属问题,本文中我们仍然沿用传统预算内外的说法。

理解和偏重。政治学上的分权定义要求充分的地方自治(autonomy),但地方自治程度很难用具体的指标度量。从广泛的意义上讲,财政分权意味着上级政府向下级政府下放财政权力,财政分权的程度可以用下级政府拥有的财政权力的大小来度量。但是,政府间的财政权力配置也和各个国家的文化背景、历史传统、体制变革等因素息息相关,在很多转型经济中,地方政府虽然拥有了一定的收入和支出权力,但并没有自主确定税率和税种的权力,具体的收入和支出决策还要受中央政府调控的影响。即使两个国家有相同的地方支出份额,对支出内容安排的不同限制也会导致两者的财政权力并不对等。①因此,财政分权是一个多纬度的问题,单一的指标很难度量分权程度。遗憾的是,正如 Martinez-Vazquez 和 McNab(2003)指出的那样,信息的缺乏导致我们不得不用简单的收支份额度量财政分权。Akai 和 Sakata(2002)在现有数据的基础上考虑了多角度度量财政分权的问题,认为不同分权指标的选取将极大地影响经验分析的结论。结合 Xie、Zou 和 Davoodi(1999)以及 Davoodi 和 Zou(1998),他们设计了一组指标从不同角度度量财政分权的程度,区分了收入指标和支出指标的不同情形。他们认为正如 Oates(1972)所言,对应性转移支付会扭曲地方政府的支出行为,对应性转移支付的授权应该属于转移支付的授予方,而一揽子或非条件性转移支付的权力应该给承担支出的那级政府。这样,当政府间转移支付都是对应性或条件性转移支付时,剔除了来自其他政府的转移支付的收入指标能够很好地刻画与其财政收入相对应的地方政府的权力配置。类似地,支出指标可以度量与财政支出相对应的地方政府的权力,当政府间转移支付都是一揽子转移支付或非条件性转移支付时,支出指标应该包括用来自其他政府的转移支付安排的支出。这两种极端情形下所采取的指标分别相当于我国的本级收支。而在一般情形下,他们用收入指标和支出指标

① 这个问题在进行跨国比较时尤为突出,如果仅考虑一个国家内部的财政分权,这种制度和文化差异的影响相对小很多。

的平均来度量地方政府的财政权力。有意思的是,他们还引入了财政独立性指标,用地方自有收入占地方总收入的比重刻画财政分权。在其他文献对转移支付的处理方面,Xie、Zou 和 Davoodi(1999)对美国的分析中采用了支出指标,中央支出不包括转移支付,但地方支出包括得到的净转移。Davoodi 和 Zou(1998)对 46 个国家的分析用子级政府支出与中央政府支出之比度量分权,各级支出都扣除了政府间转移支付。Zhang 和 Zou(1998)采用了地方和中央预算内外本级支出之比度量分权,没有包括转移支付。一般而言,分权总是和地方自治联系在一起,但地方真正的权力(authority)很难用指标度量,更难用单一的指标度量。我们认为,对转移支付和预算外资金的不同处理可能能够反映我国地方政府的事实分权程度。

中国长期以来地方政府收入和支出权限不对等,这种状况在改革开放尤其是分税制改革后有所好转。1994 年后中央对地方的转移支付主要有税收返还、体制补助、结算补助、专项补助、过渡期转移支付(2003 年后纳入"一般性转移支付")等形式,转移支付的总额较大,2001 年中央补助地方支出是中央本级支出的 1.04 倍,其中税收返还占相当大的比重。马拴友、于红霞(2003)指出,1998—2001 年我国税收返还占转移支付的比重平均达 62.1%,各种专项拨款补助占 20.1%。由此可以判断,非条件性转移支付在我国转移支付中占有绝对的优势。就转移支付的流向来说,税收返还具有基数性质,并且遵循"存量不动,增量调节"的原则,税收返还额的递增率按各省增值税和消费税平均增长率的 1∶0.3 系数确定,两税收入高的地区税收返还数额也高(一般基数也高)。2000 年人均 GDP 超过 11 500 元的 8 个地方的税收返还数额均超过了中央净补助数额,占该年该地区中央补助数额的比重都超过 60%,其中广东省得到的中央税收返还数额占当年得到的中央补助数额的比重高达 89.02%。2000 年人均 GDP 低于 5 000 元的省份的税收返还数额占该省当年中央补助的比重一般低于 40%,其中宁夏仅为 13.54%。对于发达地区而言,包括了这部分转移支付的地方本级财政支出应该能够较真实地

度量地方真正的财政权力。[①]对于不发达地区而言，用地方本级财政支出来度量财政分权可能会出现高估的现象，尤其是像青海、宁夏等少数民族地区，中央补助的很大一部分用来弥补地方财政缺口，维持国家机构正常运转，地方本级支出并不足以反映地方的财力。

另一方面，除了财政体制上的安排，中国的财政运行也有其特殊规律。某些对应性转移支付的分配缺乏科学根据，通常以配套资金比例的大小和地方官员"反映"问题的积极程度确定分配数额。分税制改革后转移支付安排的合理性得到了很大提高，但基本上还是过去格局的延续，中央补助只能增不能减，很多弥补地区差距的转移支付政策只能依靠增量解决，中央与地方之间的讨价还价还是决定中央转移支付数额的重要方式。在中国的转移支付体系尚不规范、财政体制尚不完善的背景下，转移支付这种支出权力的让渡也可以看作地方政府可支配财力的增加，显示了地方的讨价还价能力和实际支出水平，是对地方事实分权程度的一种度量。结合前面谈到的税收返还因素，如果在财政支出中扣除转移支付，可能会低估部分地区尤其是发达地区的财政分权程度。在下面的分析中，我们根据是否包括转移支付，构造不同的指标来度量财政分权。

预算外资金收支的问题在中国比较特殊。20 世纪 80 年代中央和地方的预算外资金急剧膨胀，预算外资金挤占预算内资金的现象比较普遍，用包括了预算外资金的总收支度量的地方财政分权程度有所提高。90 年代中央多次调整预算外资金的管理制度，1993—1995 年和 1996 年的预算外资金收支范围分别有所调整，从 1997 年起，政府性基金纳入预算内管理，多次统计口径调整不仅使得数据不具有可比性，而且提升了地方预算外资金的比重，这给用总收支度量财政分权的可靠性带来了一定困难。除了预算外资金，中国近几年凸现的另一个问题是体制外收支的大幅攀升，地方的事实分权程度可能远高于用财政收支指标度量的财政分权。遗憾的是，体制

① 近年来，随着地方税收返还增量的相对下降，地方要求调整税收返还份额的呼声越来越高，可见地方政府至少将税收返还收入看作了自身权力(authority)的一部分。

外收支的数据很难估算，从这个意义上说，我们可能低估了财政分权的程度，我们对财政分权与经济增长之间关系的检验可能存在误差。由于统计数据的不足，下面我们仅在分税制改革前和1997年以后的样本中考虑预算外收支。根据对转移支付和预算外收支的不同处理，我们设计了一组分权指标，主要分成以下五类：

1. 预算内本级政府财政收入指标（DC_{rev}）。

DC_{rev} = 各省预算内本级财政收入/中央预算内本级财政收入。分税制改革前由于体制等方面的原因，中央财政非常薄弱，地方挤税现象严重，用财政收入度量的分权指标容易高估，我们仅用 DC_{rev} 分析分税制改革后的样本。收入指标反映了地方的税权，从这个意义上说，收入指标更好地反映了传统意义上的分权，而支出指标更能表示实际分权。

2. 预算内本级政府财政支出指标（$DC_{\exp}$）。

$DC_{\exp}$ = 各省预算内本级财政支出/中央预算内本级财政支出。该指标可以看作对事实分权的一种度量。[①]

3. 扣除净转移支付的财政支出指标（DC_{net}）。

DC_{net} =（各省预算内本级财政支出 - 净转移支付）/中央预算内本级财政支出。鉴于 $DC_{\exp}$ 可能高估不发达地区的财政分权程度，DC_{net} 可能低估发达地区的财政分权程度，我们还考虑两者的加权指标 $DC_{\exp 2} = (DC_{\exp} + DC_{net})/2$。由于各省的转移支付数据较难获得，[②] 我们仅用 DC_{net} 和 $DC_{\exp 2}$ 考虑数据比较齐全的1995—2001年的样本。

4. 预算内外总收支指标（DC_{all}）。

总收支指标对应于将上述第1、2类指标中的本级收支变成总收支，分别用 DC_{all1} 和 DC_{all2} 表示总收入指标和总支出指标。由于20世纪90年代中后期预算外收支的统计口径多次调整，我们仅用总收支指标考虑分税制改革以前和1997年以后的样本。显然，用总

---

① 值得注意的是，$DC_{\exp}$ 度量的是各省本级支出相对于中央支出的大小，经济越发达的地区财政支出越多，自然分权指标就越高。Zhang 和 Zou（1998）也采用了相对于收入规模的支出指标，结论与其他指标一致。

② 作为分税制的重要组成部分，税收返还由于其基数性、确定性，被地方看作自有财力的一部分。如果有税收返还的具体数据，在转移支付中扣除税收返还可能是个不错的指标，遗憾的是我们只有2000年各省的税收返还数据。

收支指标度量的财政分权程度高于预算内指标度量的分权程度。

5. 预算内外总收支指标(DC_{all})。

总收支指标对应于将上述1、2类指标中的本级收支变成总收支,分别用DC_{all1}和DC_{all2}表示总收入指标和总支出指标。由于90年代中后期预算外收支的统计口径多次调整,我们仅用总收支指标考虑分税制改革以前和1997年以后的样本。显然,用总收支指标度量的财政分权程度高于预算内指标度量的分权程度。

鉴于政府支出规模与人口数量之间可能存在正向关系,我们进一步人均化,引入相应的人均指标来度量财政分权,分别记作DC_{perrev}、DC_{perexp}、DC_{pernet}、$DC_{perexp2}$和DC_{perall},这样一共得到12个分权指标。表1是这些分权指标的相关矩阵,其中总收支指标与其他指标的相关系数根据1997—2000年的数据计算而得,前三类指标之间的相关系数根据1995—2001年各省的数据计算而得。显然各总量指标之间、各人均化指标之间的相关性很高,总量指标与人均化指标之间的相关性较低,但相关系数仍然为正。

表1 各分权指标的相关系数矩阵

	DC_{rev}	DC_{exp}	DC_{net}	DC_{exp2}	DC_{perrev}	DC_{perexp}	DC_{pernet}	$DC_{perexp2}$
DC_{rev}	1.000 0							
DC_{exp}	0.954 6	1.000 0						
DC_{net}	0.978 4	0.965 8	1.000 0					
DC_{exp2}	0.973 8	0.992 8	0.989 9	1.000 0				
DC_{perrev}	0.442 0	0.318 3	0.414 9	0.365 6	1.000 0			
DC_{perexp}	0.325 8	0.228 3	0.316 4	0.270 9	0.969 5	1.000 0		
DC_{pernet}	0.450 6	0.344 5	0.442 3	0.392 6	0.991 7	0.975 0	1.000 0	
$DC_{perexp2}$	0.385 1	0.283 1	0.376 2	0.328 5	0.985 8	0.994 8	0.992 6	1.000 0
DC_{all1}	0.962 1	0.951 9	0.951 9	0.959 5	0.337 9	0.229 0	0.361 1	0.290 7
DC_{all2}	0.930 8	0.975 5	0.949 1	0.970 9	0.267 7	0.178 4	0.305 8	0.237 7
$DC_{perall1}$	0.436 0	0.334 9	0.409 8	0.372 8	0.987 8	0.961 0	0.982 0	0.975 5
$DC_{perall2}$	0.356 6	0.274 4	0.347 9	0.311 2	0.974 5	0.989 9	0.981 6	0.991 1

（二）计量模型

按照 Barro（1990）、Akai 和 Sakata（2002）与 Zhang 和 Zou（1998）等，我们将相关分析的回归模型设为：[①]

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \gamma' DC_{it} + \delta' M_{it} + \eta' Dum_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

这里我们采用了面板数据(panel data)。其中，S_{it}表示变量 S 第 i 个地方第 t 年的数据，α_i、β、γ、δ 和 η 是系数矩阵，ε_{it}是扰动项。Y_{it}是实际(人均)GDP 增长率，X_{it}中的变量[②]包括税负水平、投资增长率和刻画体制变革的指标[③]。投资增长率用全社会固定资产投资增长率度量，记做 I，税负水平用广义宏观税负，我们用预算内财政收入占 GDP 的比重表示，NT 是国家税负，PT 是各省税负，分别用全国和各省财政收入占全国和该省 GDP 的比重表示，CT 是中央税负，用中央财政收入占全国 GDP 的比重表示。1978 年以来我国的社会经济体制也发生了诸多变革，我们也试图刻画体制变革因素的影响。国有经济比重和职工人数的变化体现了我国改革开放以来的诸多政策变革效应，我们引入国有单位(SOU)职工比重作为主要解释变量进行回归，[④]直接考虑制度变革、财政分权和经济增长之间的关系。控制变量 M_{it}包括 FDI、XM、P 和 $Gini$ 系数等。FDI 和进出口 XM 刻画开放程度，分别用 FDI 的对数增长率、人民币度量的进出口占 GDP 的比重来度量。由于进出口口径的调整(分为外贸进出口和海关进出口)，对于分税制改革后的样本我们无法找到口径一致的数据，故仅用 XM 检验 1994 年以前的样本。P 是通货膨胀

① 式(1)对应于固定效应回归模型，如果是随机效应或一般的没有组别效应的模型，常数项 $\alpha_i = \alpha$。为了简略起见，在此我们只给出了式(1)的简单形式，但具体采用哪种模型需要经过检验。式(2)和式(3)类似。关于财政分权经验检验的计量模型识别问题请参考 Martinez-Vazquez 和 McNab(2003)等。

② 《经济学(季刊)》匿名审稿人建议我们引入产出滞后变量，这里我们主要给出参照 Barro(1990)用资本和劳动变量作为经济增长的主要解释变量的回归结果，后面分地区分析时我们也将引入滞后产出变量。需要说明的是，我们在后文中得到的结论与考虑 GDP 增长率滞后变量时一致。

③ 我们也可以类似 Zhang 和 Zou(1998)用劳动增长率作为主要的解释变量，回归结果类似，但劳动增长率的系数在 1994 年以后的样本中不再显著为正。受计划经济体制的影响，我国一度存在大量的隐性失业，20 世纪 80 年代生产力释放的正效应饱和之后，90 年代以来隐性失业的矛盾更加突出，劳动增长率与经济增长率不再正相关是可以理解的。

④ 复旦大学经济学院陆铭副教授建议作者考虑 SOU 职工比重指标，并提供了 1987—2001 年的相关数据，作者在此表示感谢。1986—2002 年四川和重庆合并样本的数据是作者整理而得，其中 1989 年、1991 年的数据根据差分法计算而得。

率，我们用商品零售价格指数通胀率表示。刻画不平等程度的 *Gini* 系数我们采用林伯强(2003)计算的数据，1985 年、1990 年、1995 年、2000 年全国的 *Gini* 系数分别为 0.23、0.29、0.33、0.35。以上数据除 *Gini* 系数外，均取自《中国统计年鉴》相应各年、各省、自治区、直辖市统计年鉴相应各年(其中河北省为《河北经济统计年鉴》)、《中国财政年鉴》相应各年、《新中国 50 年统计资料汇编》、《新中国 50 年财政统计》、《中国财政统计》(1950—1991 年)等。Dum_{it}是虚拟变量①，我们在第三部分有更详细的描述。需要说明的是，湖北省 1990 年以后全社会从业人员总数根据人口普查和人口变动调查资料进行了调整，但 1989 年以前的数据未经调整，这导致 1990 年从业人员总数比 1989 年增加 600 万，增幅是其他年份的 10 多倍，在此我们用未经调整的 1990 年数据计算湖北省 1990 年的劳动增长率。

由于行政区划的调整，1997 年重庆从四川分离，成立直辖市，为了保证一致性，我们将重庆和四川合并。1997 年前的数据取自《四川统计年鉴》等，1997 年后的数据由重庆市和四川省的相应数据计算而得。②合并后的(人均)GDP 实际增长速度等于两个地方(人均)实际 GDP 加总的增长速度，财政收支、转移支付、外商直接投资总额、进出口总额、GDP 等直接由两个地方的相应数据相加，并按照上面的方法计算分权指标和各控制变量。物价指数的计算较为复杂，我们用两个地方物价指数的平均值来代替。类似 Zhang 和 Zou (1998)，我们的面板数据不包括港澳台地区，并删除了西藏和海南，这样一共有 28 个地方的数据。下面我们将进行具体的回归分析。

三、实证结论：各省经济增长与财政分权

中国自 1978 年以来的改革基本上都是围绕着中央与地方的关

---

① 钱颖一教授和朱晓东教授在对 Zhang 和 Zou(1998)的分析中认为可以考虑加入时间趋势，这是非常强的变量，尽管它可能减少时间趋势的影响，它自身也包含了太多的信息量，无法具体分析。我们引入产出滞后变量的回归，如果考虑各年(至少 2 年)的虚拟变量，支出财政分权指标的系数在 1986—1992 年样本中不显著异于 0，1994—2002 年显著正，1986—2002 年样本中系数为正、不显著。

② 简单的数据分析不难发现，行政区划调整前后重庆的财政收支、全社会固定资产投资、全社会从业人员等指标并没有发生跳越性变化。

系调整,对1978—2002年中央和地方财政收支数据的分析可以看出,尽管分税制改革在一定程度上集中了财力,但地方政府的支出份额仍然超过60%,再加上地方预算外、体制外收入居高不下,地方分权的程度仍然相对较高。那么,中央—地方分权对各省的经济有没有促进作用呢?下面我们用各省财政收支与中央财政收支的比度量中央—省分权,考虑28个内地省份分税制改革前后的财政分权与经济增长的关系。考虑到分税制改革的影响,我们引入虚拟变量*Dum*94,并将改革前后分成两个子样本加以分析。由于分税制改革确定中央和地方的分成比例以1993年为基数,方案公布后各省突击征税,1993年年底各地税收收入大幅度增长,全年地方财政收入比上年增加35.45%,比1991年、1992年的增幅多20多个百分点。这使得我们计算的中央宏观税负和地方宏观税负失真,在此我们删除1993年的财政收支样本。2002年中央实行新的所得税收入分享改革,地方上交中央税收中新增了上交中央所得税,中央税负和地方税负改变较大,我们加入虚拟变量*Dum*02来刻画此次税制改革的影响。

我们首先采用多种分权指标分析1995—2001年样本(总收支指标对应1997—2000年样本)。对财政分权与经济增长关系的相应分析结果显示,对于人均回归,无论采用收入指标还是支出指标,无论采用预算内指标还是预算外指标,也无论是否扣除转移支付,经济增长与财政分权之间的系数均在1%的水平下显著正;[①]对于总量回归,各种情形下经济增长与财政分权之间的系数均为正,但不包含预算外收支的指标在10%的水平下显著异于0,包含预算外收支的分权指标在10%的水平下不显著异于0。在此我们仅列出人均指标的回归结果。相应的F检验对不包含预算外收支的指标的回

① 我们也参照Akai和Sakata(2002)引入财政依存度AI刻画地方的财政独立性,AI=各省预算内本级财政收入/(各省预算内本级财政收入+中央补助)。值得注意的是,与他们一样,用AI度量的1995—2001年财政分权指标与经济增长之间的关系显著负。这可能说明分权指标选取对经验分析结论的重要性,也可能是因为我国转移支付体系的合理性和科学性尚有待提高。与这里的指标不同,陈抗等(2002)通过估算体制外收入,用各省预算内收入(包括转移支付)占总收入(还包括预算外收入和体制外收入)的比重度量"援助之手",认为分税制改革以后地方政府有向"攫取之手"转化的趋势,并且限制了投资规模和政府的清廉程度。

归在1%的水平下拒绝没有组别效应(group effects),对包含预算外支出的指标的回归在10%的水平下拒绝没有组别效应,[①]对包含预算外支出的指标的回归在10%的水平下不能拒绝没有组别效应,White检验均在10%的水平下拒绝同方差。表2给出了采用随机效应回归的结果,下面我们先以人均指标为例具体分析各变量的系数。

表2 各省经济增长与财政分权(1995—2001年)[②]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	0.1648 (9.61)	0.1536 (8.89)	0.1596 (9.33)	0.1550 (8.97)	0.1426 (8.12)	0.1359 (8.05)
CT	−0.1742 (−1.42)	−0.1176 (−0.93)	−0.1436 (−1.15)	−0.1607 (−1.31)	−0.0370 (−0.21)	−0.0844 (−0.50)
PT	−0.4986 (−4.35)*	−0.5159 (−4.66)*	−0.5149 (−4.55)*	−0.5541 (−4.72)*	−0.4623 (−4.31)*	−0.5186 (−5.10)*
I	0.0756 (5.65)	0.0770 (5.74)	0.0763 (5.70)	0.0781 (5.82)	0.0429 (2.66)	0.0459 (2.88)
SOU	−0.0771 (−4.27)*	−0.0623 (−3.39)*	−0.0703 (−3.89)*	−0.0579 (−3.07)*	−0.0566 (−3.40)	−0.0384 (−2.30)**
DC_{perexp}	0.0042 (4.74)*					
DC_{pernet}		0.0054 (5.05)*				
$DC_{perexp2}$			0.0048 (4.94)*			
DC_{perrev}				0.0086 (5.01)*		

① 如果用PLS方法对包含预算外收支的指标回归(对应表2中列(5)和列(6)),DC_{all1}和DC_{all2}的系数均在1%的水平下显著正,*SOU*的系数在10%的水平下显著负。

② 本表中列(5)和列(6)是1997—2000年的回归结果。括号中是*t*统计量,符号*表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,***表示在10%的水平下显著。为了简单起见,我们只明确标出了主要变量宏观税负、*SOU*和分权指标的显著性水平。本文以下各表同。

（续表）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$DC_{perall2}$					0.003 4 (4.91)*	
$DC_{perall1}$						0.006 4 (5.78)*
FDI	0.003 2 (1.05)	0.003 7 (1.20)	0.003 4 (1.11)	0.003 7 (1.21)	0.002 7 (0.80)	0.002 4 (0.69)
P	0.039 3 (1.80)	0.042 7 (1.95)	0.040 6 (1.86)	0.040 4 (1.85)	0.164 8 (2.25)	0.142 5 (1.97)
Obs.	196	196	196	196	112	112
Adj. R^2	0.596 5	0.586 4	0.592 3	0.588 9	0.555 4	0.550 1

当仅用中央和地方宏观税负、投资增长率、*SOU* 职工比重和分权指标作为解释变量时（表略），各财政分权指标的系数在 1% 的水平下显著正，宏观税负的系数负、不显著异于 0，*SOU* 的系数在 5% 的水平下显著负。如果再引入 *FDI* 和通货膨胀率（如表 2 所示），财政分权指标的系数仍然在 1% 的水平下显著正。宏观税负 *CT* 的系数为负、不显著，*PT* 的系数在 1% 的水平下显著负。*SOU* 的系数在 5% 的水平下显著负，*FDI* 的系数不显著，通货膨胀率的系数在 10% 的水平下显著异于 0。需要说明的是，列(6)中各项系数的符号和显著性在用加权 PLS 方法时均与表 2 的结论一致。表 2 各列若采用固定效应回归，各财政分权指标系数仍然为正，列(3)和列(4)的系数在 5% 的水平下显著，列(1)的系数在 1% 的水平下显著正，但 *SOU* 系数的符号改变。对于总量指标，加权 PLS 方法下对应于表 2 中各列的总量分权指标系数均为正，其中列(1)支出总量指标在 10% 的水平下显著异于 0，列(2)对应的扣除了净转移支付的支出总量指标在 5% 的水平下显著正，列(3)对应的加权支出总量指标在 10% 的水平下显著正，列(4)收入总量指标在 10% 的水平下不显著异于 0，对应于列(5)和列(6)的总量分权指标系数在 5% 的水平下

显著正。相应的 *SOU* 的系数均在 5% 的水平下显著负。如果类似表 2 采用随机效应回归,列(1)—列(3)对应的各总量分权指标的系数均在 10% 的水平下显著异于 0,其余三列对应的总量分权指标的系数不显著。对于分税制改革前的样本,Zhang 和 Zou(1998)曾经用预算内支出、预算外支出和总支出指标度量了 1986—1992 年各省的财政分权程度,发现三种不同指标度量的显著性不改变。总的来说,我们从各个角度出发设计的财政分权指标基本具有一致性,财政分权与经济增长之间关系的符号不会因为对财政分权的不同度量而改变,人均指标和总量指标的回归显著性略有不同。在后面的分析中,我们仅给出预算内指标度量的财政分权与经济增长之间的回归结果。

(一) 分税制改革前后的财政分权与经济增长

接下来我们分别采用总量和人均财政分权指标对 1986—1992 年、1994—2002 年两个分时期子样本及 1986—2002 年全样本(删除 1993 年样本,以下同)进行回归,考察分税制改革前后我国各省经济增长和中央—地方财政分权之间的关系。表 3 是用人均指标回归的结果,列(1)—列(3)对应分税制改革前的样本,*F* 检验、White 检验和相应的 Hausman 检验接受采用加权 LSDV 方法回归,列(4)—列(6)是对分税制改革后的样本采用随机效应回归的结果,列(7)—列(9)是用加权 LSDV 方法回归的 1986—2002 年全样本结果,每类样本的后两列分别加入了 *FDI* 和通货膨胀率指标。

如表 3 所示,对于人均指标回归,分税制改革前财政分权指标的系数在 1% 的水平下显著负,分税制改革后 DC_{perexp} 的系数在 1% 的水平下显著正,列(8)—列(9)综合分税制改革前后的样本中 DC_{perexp} 的系数在 5% 的水平下显著正。国有经济单位职工比重指标的系数在 1994 年之前不显著,1994 年之后在 1% 的水平下显著负,全样本中不显著异于 0。当我们依次加入 *FDI* 和 *P* 后,财政分权指标系数的显著性没有明显的改变。为了刻画分税制改革

表 3　各省经济增长与中央—地方财政分权(1986—2002 年)

	1986—1992 年			1994—2002 年			1986—2002 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C				0.189 9 (11.74)	0.189 1 (11.51)	0.177 0 (10.76)			
CT	−0.566 4 (−3.94)*	−0.858 8 (−5.21)*	−0.725 9 (−3.66)*	−0.260 6 (−2.12)**	−0.258 0 (−2.08)**	−0.106 2 (−0.85)	−0.026 2 (−0.34)	−0.117 1 (−1.36)	−0.061 7 (−0.67)
PT	−0.408 7 (−8.28)*	−0.371 4 (−7.00)*	−0.376 8 (−7.13)*	−0.611 2 (−5.81)*	−0.613 2 (−5.73)*	−0.534 0 (−4.98)*	−0.233 2 (−4.97)*	−0.207 9 (−4.46)*	−0.197 7 (−4.12)*
I	0.154 5 (25.23)	0.143 4 (20.89)	0.144 3 (18.07)	0.105 0 (10.16)	0.104 6 (9.84)	0.083 6 (7.27)	0.140 7 (19.78)	0.133 5 (17.17)	0.134 5 (16.57)
SOU	0.100 0 (0.66)	−0.088 6 (−0.48)	−0.045 1 (−0.23)	−0.096 6 (−5.91)*	−0.095 7 (−5.75)*	−0.097 8 (−5.91)*	0.039 4 (1.36)	0.027 4 (0.93)	0.021 3 (0.71)
DC_{perexp}	−0.043 4 (−6.98)*	−0.050 5 (−7.77)*	−0.045 8 (−6.07)*	0.004 3 (5.03)*	0.004 4 (4.97)*	0.004 0 (4.64)*	0.002 8 (2.21)**	0.002 7 (2.30)**	0.002 9 (2.31)**
Dum94							0.010 0 (2.92)*	0.014 9 (3.91)*	0.015 9 (4.07)*
Dum02				0.011 3 (2.33)**	0.011 2 (2.32)**	0.009 5 (2.01)**	0.010 8 (3.71)*	0.011 5 (3.72)*	0.010 8 (3.36)*
FDI		0.005 4 (5.43)	0.005 2 (4.00)		0.000 4 (0.13)	−0.000 6 (−0.19)		0.004 0 (2.58)	0.004 0 (2.57)
P			0.071 8 (5.02)			0.068 5 (4.10)			0.028 4 (2.42)
Obs.	196	185	185	252	252	252	448	437	437
Adj. R^2	0.451 2	0.449 7	0.467 4	0.577 6	0.374 1	0.607 2	0.474 4	0.470 0	0.476 8

效应，我们还加入了虚拟变量 *Dum*94，*Dum*94 和 *Dum*02 的系数均显著正。

如果用总量指标回归，在采用加权 LSDV 方法时 1994 年之前财政分权指标 DC_{exp}的系数在 1% 的水平下显著负，1994 年之后在 1% 的水平下显著正（类似表 3 采用随机效应时为正、不显著），全样本中 DC_{exp}的系数为负，在 10% 的水平下显著异于 0，*CT* 和 *PT* 的系数在 1% 的水平下显著负。*SOU* 的系数在分税制改革前不显著，在 1994—2002 样本中采用固定效应时显著正，采用随机效应时显著负，在全样本中为负且在 10% 的水平下不显著异于 0。从以上对人均和总量指标回归结果的描述中可以看出，一般而言 1994 年之前总量和人均支出财政分权指标的系数倾向于为负，分税制改革后及全样本中各财政分权指标的系数不再显著为负，下面我们引入 Chow 检验和虚拟变量进一步直接检验财政分权指标的系数在 1994 年前后的差异。

（二）财政分权的跨时差异

由于我们采用的是面板数据，对财政分权的系数进行 Chow 检验存在一定困难。对应表 3 的回归结果，我们给出了总量和人均指标的 Chow 检验值。表 4 中列（1）—列（3）对应于人均指标，列（4）—列（6）对应于总量指标，其中列（1）和列（4）用宏观税负、投资增长率、*SOU* 职工比重和财政分权指标作为解释变量，列（2）和列（5）引入了 *FDI*，列（3）和列（6）进一步引入了通货膨胀率。我们首先在表 4 第一行给出了零假设为“所有变量的系数在 1994 年前后都没有结构差异”时的 Chow 检验值，第二行和第三行进一步进行参数子集检验，考察财政分权指标的系数在分税制改革前后是否存在显著差异，对应的零假设为“财政分权指标的系数在 1994 年前后没有结构差异”。第一行的值根据加权 LSDV 方法下的数据计算而得，当进行参数子集检验时，面板数据的组别效应较难处理，我们在第二行给出根据加权 LSDV 回归的数据计算而得的 *F* 值，第三行是采用加权 PLS 方法时的结构检验 *F* 值。

表 4　各省经济增长与财政分权——Chow 检验(1986—2002 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
参数检验	15.510 6	14.102 2	14.954 3	12.855 6	11.918 1	13.107 5
参数子集检验 a	70.433 5	74.856 3	78.549 2	59.023 2	64.360 7	69.370 3
参数子集检验 b	5.884 9	5.244 5	6.951 6	—	—	—

显然，总量指标和人均指标都在 1% 的水平下拒绝"所有变量的系数在 1994 年前后没有结构差异"。对于财政分权指标，除了采用 PLS 方法的总量指标，其他情况下 Chow 检验都在 1% 的水平下(第三行前两列在 5% 的水平下)拒绝零假设"财政分权指标的系数在 1994 年前后没有结构差异"。因此，一般而言，我国财政分权与经济增长的关系在分税制改革前后存在跨时差异。我们也可以将虚拟变量 *Dum*94 加在财政分权指标前，直接考虑分税制改革前后财政分权指标系数的差异，回归方程形式为：

$$Y_{it} = \alpha_i^{\bullet} + \beta' X_{it} + (\gamma + \eta Dum94) DC_{it} + \delta' M_{it} + \varphi' Dum_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

从后面的分析中可以发现，直接考虑分税制改革前后财政分权系数差异的方程回归结果和分时期子样本回归结果及表 3 和表 4 的结论基本一致，我国财政分权与经济增长的关系存在显著的跨时差异。

表 5　各省经济增长与财政分权——虚拟变量(1986—2002 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C						
CT	-0.355 3 (-3.84)*	-0.415 4 (-4.20)*	-0.316 7 (-2.98)*	-0.038 7 (-0.50)	-0.088 9 (-1.08)	-0.030 7 (-0.34)
PT	-0.243 3 (-6.59)*	-0.240 7 (-6.27)*	-0.241 8 (-6.10)*	-0.257 1 (-7.09)*	-0.255 2 (-6.82)*	-0.254 0 (-6.63)*
I	0.131 9 (18.12)	0.124 5 (16.33)	0.124 5 (15.60)	0.138 6 (19.04)	0.132 1 (16.47)	0.133 3 (16.05)
SOU	-0.024 1 (-0.90)	-0.037 0 (-1.32)	-0.043 4 (-1.55)	0.051 7 (1.82)	0.050 1 (1.73)	0.044 7 (1.51)

（续表）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DC_{exp}	−0.275 3 (−2.88)*	−0.314 6 (−3.19)*	−0.287 8 (−2.91)*			
$Dum94\cdot DC_{exp}$	0.130 8 (4.12)*	0.161 4 (4.89)*	0.157 9 (4.75)*			
DC_{perexp}				−0.002 5 (−1.24)	−0.004 4 (−2.06)**	−0.004 2 (−1.91)***
$Dum94\cdot DC_{perexp}$				0.003 6 (3.28)*	0.004 8 (3.96)*	0.004 8 (3.91)*
*Dum*02	0.013 9 (4.16)*	0.014 1 (3.99)*	0.012 9 (3.54)*	0.012 7 (4.26)*	0.013 1 (4.13)*	0.012 3 (3.74)*
FDI		0.003 7 (2.42)	0.003 7 (2.41)		0.003 7 (2.50)	0.003 7 (2.44)
P			0.037 3 (3.14)			0.024 5 (2.05)
Obs.	448	437	437	448	437	437
Adj. R^2	0.500 3	0.493 9	0.503 7	0.477 8	0.473 5	0.478 9

类似地，我们在表5中给出了加权LSDV方法的回归结果，列(1)—列(3)总量指标中 DC_{exp} 的系数在1%的水平下显著负，$Dum94\cdot DC_{exp}$ 项的系数在1%的水平下显著正；列(4)—列(6)人均指标中 DC_{perexp} 的系数为负，依次引入 *FDI* 和通货膨胀率后分别在5%、10%的水平下显著，$Dum94\cdot DC_{perexp}$ 项的系数在1%的水平下显著正。总量和人均指标中 *FDI* 和通货膨胀率的系数都在5%的水平下显著，*Dum*02 的系数显著正。国有经济单位职工比重的系数在总量指标中为负，在10%的水平下不显著异于0，在人均指标中系数为正但不显著，这与表3的结论也是一致的。

总之，如果直接考虑分税制改革前后财政分权系数的差异，我们不难发现 $Dum94\cdot DC_{exp}$ 项和 $Dum94\cdot DC_{perexp}$ 项的系数一般都显著正，而 DC_{exp} 和 DC_{perexp} 项的系数一般显著负或不显著。结合前

面对分时期子样本的回归分析和相应的 Chow 检验，我们可以说，我国财政分权与经济增长之间的关系在分税制改革前后存在显著的跨时差异。分税制改革显著地改善了我国各省经济增长与中央—地方财政分权之间的关系，与 20 世纪 80 年代中后期的“过度分权”状况相比，分税制改革规范了中央和地方的征税范围和权力，理顺了中央、地方政府支出权责，一定程度上规范了地方分权状况，财政分权的积极效应得以发挥。

这里我们直接引入了刻画体制变革因素的指标，回归结果说明我们的结论具有较强的稳健性。对 *SOU* 职工比重的简单分析可以发现，1990 年以后各省的 *SOU* 职工比重横截面均值开始逐年下降，1996 年略有上升，1998 年的下降幅度较大，比上年减少了近 3 个百分点，2002 年进一步以 3% 左右的幅度下降。其中东部地区的变化趋势与全国各省份的平均变化趋势完全一致，而中部和西部地区的 *SOU* 职工比重均值基本都在 1997 年才开始下降，90 年代前期它们的 *SOU* 职工比重仍然保持上升的态势。这与我国改革的进程是基本一致的，东部沿海地区作为我国改革开放的前沿阵地，90 年代以来非国有经济发展迅速，经济增长速度较高，而中西部地区发展相对滞缓。*SOU* 职工比重指标能够较好地刻画我国自 80 年代中期以来的体制变革因素，在分税制改革前样本中它的系数不显著异于 0，分税制后出现了系数显著负的情形。而无论是否直接引入体制变革的因素，我们都得到了与 Zhang 和 Zou(1998)不同的结论，分税制改革后财政分权对经济增长的作用不再显著为负。后面我们还将采用 *SOU* 职工比重指标进行分析。

四、地区差距、财政分权与经济增长

改革开放 20 多年来，中国的地区差距在不断加剧。王小鲁、樊纲(2004)认为，尽管东部、中部、西部各经济区内部的经济差距在缩小，各地区之间的经济发展呈分化之势。财政分权对各个区域的影

响如何,财政分权是否有利于缩小地区差距?下面我们根据各地区经济发展水平、地理位置等的差异,分样本进行分析。

(一) 财政分权的地区差异:发达地区与不发达地区

首先,我们根据1994—2002年各省人均GDP均值的排序,将样本分成两部分,前14个省份的人均GDP均值高于6 000元,我们将它们划为较发达地区子样本,后14位划为较落后地区子样本。如果区分不同子样本进行回归,1986—2002年较富裕的前14个地区的财政分权指标DC_{perexp}的系数为负、不显著异于0,后14个较不发达的地区的DC_{perexp}的系数在5%的水平下显著负,宏观税负的系数都在1%的水平下显著负。尽管子样本的样本容量与文献的一般情况相比并不太少,观察值的丢失还是非常可惜的,我们可以引入虚拟变量刻画各省经济发展水平的差异。考虑*DumU*、*DumD*分别对发达地区、不发达地区的省份赋值1,对其他地区省份赋值0,这样发达地区和不发达地区省份各年所对应的经济发展水平差异虚拟变量向量为(1, 0)和(0, 1)。我们考虑回归模型:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + DumU_{it} \cdot DC_{it} + DumD_{it} \cdot DC_{it} + \delta' M_{it} + \varphi' Dum_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

根据(3)式,我们对不分地区的全样本数据进行回归,相应的*F*检验在10%的水平下不能拒绝没有组别效应,且拒绝同方差,我们采用加权PLS回归,得到表6各列。用人均GDP增长速度对人均产出滞后变量、宏观税负、投资增长率、体制变革变量和人均财政分权指标的回归表明,较富裕的前14个地区的财政分权指标DC_{perexp}的系数在1994—2002年样本中显著正,在1986—2002年样本中为正、不显著;后14个较不发达地区的DC_{perexp}的系数在1994年以后的样本和全样本中均仍然在1%的水平下显著负;在分税制改革之前两者的系数均为负,其中$DumU \cdot DC_{perexp}$项的系数在加入*FDI*、通货膨胀率后也变得显著负。显然,这里$DumU \cdot DC_{perexp}$项的系数和$DumD \cdot DC_{perexp}$项的系数存在显著的差异。*SOU*的系数在1994年之前的样本中不显著,在1994年之后和全样本中均显著负,*NT*的

表 6　发达地区与不发达地区经济增长与财政分权——虚拟变量(1986—2002 年)

	1986—1992 年			1994—2002 年			1986—2002 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C	0.061 5 (1.88)	0.065 7 (1.91)	0.060 7 (1.74)	0.046 4 (5.03)	0.047 1 (5.11)	0.047 4 (5.08)	0.096 6 (5.87)	0.096 4 (5.51)	0.101 6 (5.80)
GDP (−1)	0.217 7 (5.77)	0.227 3 (5.27)	0.183 8 (3.40)	0.553 3 (26.19)	0.549 9 (25.86)	0.556 0 (22.74)	0.259 2 (7.98)	0.269 3 (7.53)	0.311 5 (7.63)
NT	−0.206 5 (−3.35)	−0.235 4 (−2.99)	−0.205 4 (−2.41)	−0.000 3 (−0.01)	−0.002 2 (−0.08)	−0.012 2 (−0.41)	−0.164 1 (−3.82)	−0.167 5 (−3.54)	−0.223 3 (−4.26)
I	0.168 9 (22.79)	0.161 4 (17.73)	0.169 2 (17.35)	0.050 7 (8.97)	0.048 2 (8.57)	0.049 4 (8.07)	0.133 2 (16.60)	0.125 6 (14.09)	0.124 4 (14.30)
SOU	0.000 1 (0.13)	0.000 1 (0.17)	0.000 1 (0.12)	−0.000 2 (−2.49) **	−0.000 2 (−2.43) **	−0.000 2 (−2.33) **	−0.000 5 (−3.19) *	−0.000 5 (−3.08) *	−0.000 4 (−2.70) *
$DumU \cdot DC_{perexp}$	−0.001 4 (−1.59)	−0.001 9 (−1.85) ***	−0.002 1 (−2.03) **	0.000 4 (2.19) **	0.000 4 (2.15) **	0.000 4 (2.11) **	0.000 3 (0.61)	0.000 2 (0.46)	0.000 1 (0.36)
$DumD \cdot DC_{perexp}$	−0.004 9 (−2.82) *	−0.006 4 (−2.55) **	−0.006 6 (−2.62) *	−0.001 8 (−3.19) *	−0.001 8 (−3.29) *	−0.001 7 (−3.17) *	−0.002 6 (−2.92) *	−0.002 8 (−2.71) *	−0.002 8 (−2.74) *
Dum94							0.009 7 (3.87)	0.010 7 (4.02)	0.005 7 (1.72)
Dum02				0.011 0 (6.59)	0.010 4 (5.93)	0.010 8 (6.10)	0.013 8 (5.17)	0.012 8 (4.62)	0.014 3 (5.05)
FDI		0.003 5 (2.30)	0.003 4 (2.08)		0.003 3 (1.53)	0.003 3 (1.52)		0.003 3 (2.21)	0.003 1 (2.05)
P			0.046 3 (1.96)			−0.005 7 (−0.58)			−0.039 0 (−2.80)
Obs.	196	185	185	252	252	252	448	437	437
Adj. R^2	0.440 9	0.439 0	0.442 8	0.709 5	0.704 8	0.702 9	0.507 1	0.502 8	0.499 4

系数除在1994—2002年样本中不显著之外，在其他样本中均显著负。虚拟变量 *Dum*94 和 *Dum*02 的系数显著正。

经济发展水平不同的地区在财政分权与经济增长的关系中呈现出不同的相关性也可能是受各地区初始经济差别的影响，我们在前面的回归中引入1980年各省人均GDP的对数作为初始经济水平变量（记做 *GDP*80），主要结果与表6一致，财政分权的系数在不同经济水平的地区之间存在差异。在两个分时期子样本中发达地区的财政分权指标 $DumU \cdot DC_{perexp}$ 项的系数为正、不显著，不发达地区 $DumD \cdot DC_{perexp}$ 的系数显著负，*GDP*80 的系数为负、不显著；1986—2002年样本中发达地区财政分权指标的系数显著正，不发达地区的系数显著负，*GDP*80 的系数显著负，在较长的时期中各省经济存在着收敛的趋势。简单的指标分析发现，新疆、宁夏、青海、云南等不发达少数民族聚居地区由于人口较少、中央的转移支付较多，人均财政分权指标 DC_{perexp} 可能并没有很好的刻画实际的财政分权状况，在进一步的分析中，我们剔除这些省份，考虑发达与不发达地区（分别剩下13个和11个）的差异。类似地我们采用加权PLS方法对引入虚拟变量的全样本回归，在分税制改革前 $DumU \cdot DC_{perexp}$ 的系数为负，分别在10%、5%、1%的水平下显著，$DumD \cdot DC_{perexp}$ 的系数仍然显著负，其他时期样本中的结论也成立，$DumU \cdot DC_{perexp}$ 项和 $DumD \cdot DC_{perexp}$ 项的系数均比表6相应各项有所下降。如果我们对分地区的子样本进行类似分析，采用随机效应回归的1994—2002年样本中较富裕的13个地区 DC_{perexp} 的系数仍然在1%的水平下显著正，但系数比未删除部分少数民族聚居地区时略有下降；删除了部分少数民族聚居地区的较落后的11个省份子样本中 DC_{perexp} 的系数由负变为正，仍然在10%的水平下不显著，稳健性检验也一致。如果删除宁夏、内蒙古、广西、新疆四个少数民族自治区，11个不发达地区的人均财政分权系数仍然为负，且不显著异于0，稳健性检验也支持以上结论。这些结果说明，当我们用预算内人均财政支出指标度量财政分权程度时，分税制改革后较发达地区经济增长与财政分权之间存在显著的正关系，而较落后地区财

政分权对经济增长的影响至少不显著为正。这一方面可能是因为,落后地区的财政能力有限,政府支出主要倾向于经常性支出,某些少数民族地区根本就是吃饭财政,地方政府无力进行公路、交通、电信等基础设施建设,落后地区的财政效率较低。另一方面,中国20多年的改革更多地照顾了既得利益,1994年分税制改革中发达地区获得了更多的利益,它们的财政分权程度明显高于落后地区,财政独立性也更高,后文中我们还将继续分析其中的原因。

(二)财政分权的地区差异:东部、中部与西部

我们也可以进一步将样本区分为东部、中部和西部。参照王小鲁、樊纲(2004),我们这里的东部地区包括北京、天津、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北等10个省市,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等8个省份,西部地区包括内蒙古、广西、四川(包括重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等10个省区。观察人均GDP均值和DC_{perexp}均值易见,东部省份的人均GDP水平和财政分权水平都较高,中西部地区省份的人均GDP和财政分权程度较低(部分少数民族地区除外)。相应的分地区子样本回归显示(表略),1994—2002年,东部地区财政分权指标DC_{perexp}的系数在5%的水平下显著正,西部地区DC_{perexp}的系数为正、不显著异于0,中部地区采用加权LSDV回归的DC_{perexp}的系数在5%的水平下显著正,采用随机效应回归时系数不显著。[①]中央税负CT不显著异于0,地方税负PT显著负。如果将中、西部样本合并,相应18个省份组成的子样本的财政分权指标系数在采用随机效应回归时为负、不显著异于0,采用加权LSDV回归时显著正。引入FDI和通货膨胀率的回归也支持上述结论,且FDI不显著,通货膨胀率东部、中部显著正,西部不显著。如果结合分税制改革前,我们考虑1986—2002年分东、中、西部的情况(表略),相应的F检验拒绝组别效应,东、中部地区的White检验拒绝没有异方差,

① 用劳动增长率作为解释变量的结果类似。有意思的是,尽管1994年以后劳动增长率的系数在全国样本分析中不显著异于0,它在东部地区显著正,在中部地区显著负,在西部地区不显著。这与龚六堂、谢丹阳(2004)认为1994年后我国省份之间劳动边际生产率差异水平扩大的结论一致。

西部地区的 White 检验不能拒绝同方差。我们采用 PLS 回归，发现东部地区 1986—2002 年的人均财政分权指标 DC_{perexp} 的系数为正、不显著异于 0，中部地区 DC_{perexp} 的系数为负、不显著异于 0，而西部地区 DC_{perexp} 的系数显著负。引入 *FDI* 和通货膨胀率后东部和中部地区仍然支持上述结论，西部地区 DC_{perexp} 的系数不显著异于 0。

需要说明的是，对各省财政分权指标的分析发现直辖市样本与其他发达地区样本之间存在较大的差异。有关地区差距的文献认为，是否包含直辖市的样本存在统计学上的差异。我们类似删除三个直辖市地区样本，结果东部地区的财政分权指标仍然在 5% 的水平下显著正，发达地区的财政分权指标也在 5% 下显著正，稳健性检验支持同样的结论。直辖市因素并没有显著的改变我们的结果。当然，这种分样本的方法也存在观察值丢失的缺陷，我们下面类似直接引入虚拟变量进行分析。用 *DumE*、*DumM*、*DumW* 分别对东部地区、中部地区和西部地区的省份赋值 1，对其他地区省份赋值 0，这样东、中、西部省份各年所对应的地理位置差异虚拟变量向量为 (1, 0, 0)、(0, 1, 0) 和 (0, 0, 1)。我们考虑回归模型：

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + DumE_{it} \cdot DC_{it} + DumM_{it} \cdot DC_{it} + DumW_{it} \cdot DC_{it} + \delta' M_{it} + \varphi' Dum_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3')$$

根据(3′)式，我们对不分地区的全样本数据进行回归，得到表 7 所示结果。显然，这里 $DumE \cdot DC_{perexp}$ 项的系数和 $DumM \cdot DC_{perexp}$、$DumW \cdot DC_{perexp}$ 项的系数存在显著的差异。和前面分地区子样本的方法一样，1986—2002 年样本的 *F* 检验在 10% 的水平下不能拒绝没有组别效应，且拒绝同方差，我们采用加权 PLS 回归。分税制改革前东、中、西部地区财政分权指标的系数均为负，其中东部地区的系数在加入 *FDI* 和 *P* 后在 10% 的水平下显著；分税制改革后各地区分权指标的系数差别显著，东部地区的系数在 5% 的水平下显著正，西部地区的系数在 1% 的水平下显著负，中部地区的系数不显著；1986—2002 年样本中 $DumE \cdot DC_{perexp}$ 项的系数为正、不显著，

表 7　东、中、西部经济增长与财政分权——虚拟变量(1986—2002 年)

	1986—1992 年			1994—2002 年			1986—2002 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C	0.080 8 (2.62)	0.083 2 (2.59)	0.079 1 (2.41)	0.045 7 (4.79)	0.046 3 (4.84)	0.046 7 (4.84)	0.098 0 (6.07)	0.098 1 (5.67)	0.103 3 (5.96)
GDP (−1)	0.212 0 (5.38)	0.220 2 (4.95)	0.168 5 (3.06)	0.554 8 (23.51)	0.550 1 (23.11)	0.555 8 (19.96)	0.251 1 (7.56)	0.261 8 (7.17)	0.301 8 (7.23)
NT	−0.216 9 (−3.50)	−0.239 0 (−3.03)	−0.204 1 (−2.43)	0.003 6 (0.11)	0.001 1 (0.04)	−0.008 6 (−0.28)	−0.169 0 (−3.95)	−0.173 2 (−3.66)	−0.225 3 (−4.32)
I	0.165 3 (21.86)	0.157 7 (17.39)	0.165 9 (17.24)	0.050 2 (8.76)	0.047 7 (8.36)	0.048 8 (7.91)	0.131 7 (16.62)	0.124 4 (14.11)	0.123 4 (14.32)
SOU	−0.000 2 (−0.39)	−0.000 1 (−0.34)	−0.000 2 (−0.44)	−0.000 2 (−2.44)**	−0.000 2 (−2.32)**	−0.000 2 (−2.26)**	−0.000 5 (−3.03)*	−0.000 5 (−2.92)*	−0.000 4 (−2.61)*
$DumE \cdot DC_{perexp}$	−0.001 3 (−1.46)	−0.001 7 (−1.68)***	−0.002 0 (−1.90)***	0.000 4 (2.55)**	0.000 4 (2.50)**	0.000 4 (2.45)**	0.000 2 (0.45)	0.000 1 (0.31)	0.000 1 (0.24)
$DumM \cdot DC_{perexp}$	−0.005 6 (−2.73)*	−0.006 0 (−2.36)**	−0.006 7 (−2.63)*	0.000 1 (0.12)	−0.000 1 (−0.08)	0.000 0 (−0.03)	−0.003 0 (−2.27)**	−0.002 9 (−2.02)**	−0.002 8 (−1.91)***

（续表）

	1986—1992 年			1994—2002 年			1986—2002 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$DumW \cdot DC_{perexp}$	−0.004 5 (−2.88)*	−0.005 5 (−2.47)**	−0.005 8 (−2.58)**	−0.001 6 (−2.59)**	−0.001 7 (−2.80)*	−0.001 6 (−2.62)*	−0.003 2 (−3.26)*	−0.003 3 (−2.87)*	−0.003 3 (−2.79)*
Dum94							0.009 8 (3.96)	0.010 8 (4.06)	0.006 1 (1.83)
Dum02				0.010 8 (6.20)	0.010 3 (5.63)	0.010 6 (5.79)	0.014 2 (5.20)	0.013 2 (4.66)	0.014 6 (5.05)
FDI		0.003 7 (2.41)	0.003 6 (2.19)		0.003 4 (1.58)	0.003 4 (1.56)		0.003 4 (2.21)	0.003 1 (2.06)
P			0.052 6 (2.20)			−0.005 1 (−0.50)			−0.036 8 (−2.63)
Obs.	196	185	185	252	252	252	448	437	437
Adj. R^2	0.439 0	0.436 3	0.440 6	0.706 8	0.701 8	0.700 0	0.506 8	0.502 5	0.499 3

$DumM \cdot DC_{perexp}$和 $DumW \cdot DC_{perexp}$项的系数显著负。*SOU* 职工比重的系数与前面一样，在 1994 年以后的样本和全样本中均显著负，在 1986—1992 年样本中不显著，*NT* 的系数除在 1994—2002 年样本中不显著外在其他样本回归中均显著负。如果引入初始经济差别变量 *GDP*80，在 1986—1992 年样本中 $DumE \cdot DC_{perexp}$项的系数为正、不显著，$DumM \cdot DC_{perexp}$和 $DumW \cdot DC_{perexp}$项的系数为负、不显著；1986—2002 年东部地区的系数显著正，中部地区的系数为负、不显著，西部地区的系数显著负。*GDP*80 的系数在两个分时期子样本中为负、不显著，在 1986—2002 年全样本中显著负，*SOU* 的显著性与前同。

综合前面发达与不发达地区两个子样本、东、中、西部三个分地区子样本和引入虚拟变量的全样本的分析，我们发现，无论分样本研究还是引入虚拟变量，经济发展程度较高的地区的财政分权对经济增长的积极作用要大于经济发展程度较低的地区，东部各省的财政分权优势要高于中西部地区。我国中西部省份的经济总量水平较低，西部不发达地区的财政能力尤其薄弱，中央对这些地区的转移支付的收入分配效应也不明显，财政对经济增长的推动作用较低。另一方面，无论发达地区还是不发达地区，无论东部、中部还是西部地区，分税制改革都显著地改善了财政分权对经济增长的影响，比较 1986—1992 年和 1994—2002 年各子样本可以发现，东部和中部地区的财政分权系数由负、不显著异于 0 变为显著正，西部地区 DC_{perexp}的系数由显著负变为不显著，一般而言分税制改革后财政分权的积极效应更加显著，分地区样本的结论和第三部分全国样本的结论一致。

由于我国财政分权对经济增长的作用大小与各地区经济的初始发达程度成正比，分税制改革后我国的地方财政分权形势不利于缩小地区差距。这一方面可能与分税制改革并没有从根本上改变地区利益分配格局有关，另一方面可能源于不规范的财政制度和地方政府落后的理财观念。下一部分我们将进一步分析。

五、财政分权跨时差异和地区差异原因分析

第三部分和第四部分我们对中国1986—2002年财政分权与经济增长的关系进行了实证研究。我们发现,不仅仅分税制改革后财政分权对经济增长的促进作用增强,而且,财政分权在我国还呈现出显著的地域差异,东部地区的财政分权优势高于中西部地区,发达地区的财政分权优势高于落后地区。这不禁让我们联想到世界范围内财政分权的格局。从财政分权的历史来看,发达国家的财政分权趋势普遍高于发展中国家,财政分权与经济发展程度之间存在着某种联系。相对于不同历史、文化的国家间的财政分权差异,中国在分税制改革前后所体现出来的显著差异就更令人好奇,到底是什么因素促进了财政分权的积极效应,为什么财政分权在一个国家的地区之间以及不同的时期也呈现出明显的差异呢?

财政分权对经济增长的影响不仅和财政分权的程度有关,而且和财政分权所面临的制度环境有关。一个国家或地区的民主程度、法制环境、历史背景、文化特点等都将影响财政分权的作用。更重要的是,地方政府对扩大了的收入和支出权力的合理配置也会影响财政分权的效果,政府支出的构成和财政分权将共同作用影响经济增长。Keen和Marchand(1997)也指出,在联邦体制下可能存在中央和地方财政支出结构不合理的情况,类似的无效率会影响财政分权的效果。Davoodi和Zou(1998),Xie、Zou和Davoodi(1999)给出了分析财政分权对经济增长影响的模型,并利用这个模型解释了美国以及国际间样本的经验检验结果,认为美国进一步的分权可能阻碍经济增长、发展中国家的财政分权对经济增长的影响为负。对于这些不同国家和地区样本的不同实证结论,这个模型可以作出很好的解释,但是,当面对同一个国家在不同时期出现的财政分权作用的显著差异时,它的解释力就有限了。当子级政府的支出份额较小时,进一步的财政分权会提高经济增长率,而当子级政府的支出份

额已经超过临界水平时,过度财政分权会降低经济增长率。虽然我国20世纪80年代中后期出现了中央政府财力不足、地方政府过度分权的状况,从支出方面的财政分权指标来看,分税制改革以后财政分权程度与改革前相比并没有明显的下降。我们很难确定1994年以后财政分权指标的系数由分税制改革前的显著负变为显著正是否是因为经济的财政分权比重开始处于临界分权水平的左端。一个可能的解释是,分税制改革前后各级政府支出的产出率水平发生了变化。分税制改革前我国还处在经济起步阶段,中央政府支出的产出率较高,过度分权的临界水平的值相应较小,地方政府过度分权损害了经济增长。而1994年以来,我国开始建立社会主义市场经济体制,经过1978年改革开放以来15年的积累,经济发展水平较高,中央政府公共支出的产出率有所下降,私人资本的产出率水平提高,这样即使总的财政分权水平相对于分税制改革前没有明显的下降,β 的下降或 α 的上升也使临界分权水平增大,进而使得财政分权对经济增长的正面作用得以显现。

以上从外生变量变化的角度解释了分税制改革前后我国财政分权效应差异的原因。问题在于,我们很难确切地估计这些外生变量在有限的时间内的变化情况,他们的模型在解释财政分权效应跨时变化方面还存在着一定缺陷。我们认为,除了外生变量的影响之外,经济系统内生的因素也会影响财政分权的效应。如果进一步引入政府支出构成,构造一个综合了财政分权和政府支出构成的模型,①我们可以探讨两者的相互作用对经济增长的影响。不难发现,最大化增长的支出份额还与各级政府的支出构成有关。因此,如果实际的政府支出类型份额与最大化增长率的份额不同,重新配置政府的支出类型可以提高经济增长率。从这个角度来讲,分税制改革前后我国财政分权效应的差异和不同地区之间的差异也可能与政府支出类型的配置有关。下面我们将深入分析产生这些差异的原因。

---

① 参见张晏(2004)。

（一）分权体制下的政策协调

我国的财政分权效应在分税制改革前后和不同地方地区之间存在差异的一个可能原因是，分税制改革改进了政府之间的政策协调能力，东部地区的政策协调能力也可能高于中西部地区。20世纪80年代中后期我国存在过度分权的状况，这种过度分权更多地体现在地方政府以各种不规范的形式挤占中央政府收入，如“藏富于民”、“藏富于企”、预算外资金膨胀、地方政府私设小金库等等。中央政府的财政能力非常有限，到分税制改革的前期，中央政府财政收入占GDP的比重仅有2.76%，国家财政收入占GDP的比重也接近谷底，中央政府没有能力进行区域间的协调等。在上下级政府之间的财政竞争中，中央政府的地位较被动，一方面由于税收征收机关的设置，在中央政府和地方政府的税收竞争中地方政府过度敛财导致中央政府财政收入锐减，地方政府无原则的税收减免等政策造成了中央政府税收的流失，中央政府进而试图采取更严格的税收政策以弥补税收流失，加剧了中央政府和地方政府之间竞争的效率损失。同时，同级地方政府之间在80年代中后期的竞争也非常激烈，无序竞争的状况更突出。例如，某些地方政府限制本地资金外流，限制外地商品流入以保护本地企业，强迫居民购买本地商品，进而扩大本地的税源等等。“90年代初开发区竞争的加剧使得税收优惠出现较大的随意性，从‘参照’、‘变通’发展到完全随意地确定税率，甚至是在与客户的讨价还价中确定税率”，[①]政府之间的税收竞争低效率。由于中央政府本身处于自身难保的境地，中央政府的转移支付工具和其他行政、经济工具的作用非常有限，中央政府要面对新兴经济的大量基础设施投入，对分权经济中无效率行为的干预能力较差。1994年分税制改革提高了中央财政的地位，当年中央财政收入占GDP的比重从1992年的3.68%上升到6.22%，1997年回到5.68%的水平后逐年上升，2002年达9.91%。尽管我们从财政支出

① 上海财经大学公共政策研究中心，2001：《2001中国财政发展报告——转轨经济中的税收变革》，第259页。

比重的角度分析，分税制改革并没有明显改变中央和地方的支出规模配置，但财政收入规模配置的变化还是非常显著的。中央在制止和取缔越权减免税的同时，国务院国发 1993 年 85 号文件要求，从 1994 年起对那些经财政部和国家税务总局重新审查、确认的未到期地方减免税项目和企业实行先征税后退还的办法，规范了地方政府的征税行为。[①]中央政府将扩大了的财政收入通过税收返还、过渡期转移支付等政策转移给地方政府，中央政府的调控能力和手段有所加强。尽管我国的转移支付体制还存在不少弊病，相对于分税制改革前而言，中央政府的转移支付能力和效率还是显著提高了。这样，中央政府对分权经济的协调能力加强。同时，地方政府也逐步改变了过去落后的理财观念，对地方政策的外部性有了更为达观的看法，地方的恶性竞争减少。从这些方面来看，分税制改革以后，我国分权体制中的政府政策协调能力加强。

就东、中、西部地区来看，东部发达地区的经济总量较大，政府的财政实力雄厚，东部省份之间的区域合作行为较中西部广泛和深入，同级政府之间的财政竞争效率损失相对较小。事实上，政府间的很多财政竞争主要发生在地理位置邻近的地区之间，诸如公园、图书馆等公共服务和商品税等税收，毗邻地区（如上海和浙江）之间存在竞争的几率要远远大于相隔较远的地区（如上海和西藏）之间财政竞争的几率。从这个意义上说，当我们用地理位置差异来划分子样本时，也相对涵盖了政府间财政竞争、尤其是同级政府竞争的范畴。中西部地区之间虽然也存在一些区域合作，但其广度和深度相比东部地区而言小得多，前面提到的限制外地商品流入等现象也更多发生在一些经济较为落后的地区，加上中西部地区尤其是西部地区的政府财政实力有限，它们的政策协调能力可能劣于东部地区。我们在前文已经说明，分权体制下的政府政策协调可以改进经济的效率。因此我们认为，政府政策协调能力的变化和差异可能是导致我国财政分权效应呈现出跨时差异和地区差异的重要原

① 参见《中国经济体制改革年鉴 1995》，第 292 页。

因之一。

（二）体制因素

按照中央政府和地方政府的事权划分，1994 年分税制改革确定了各级财政的支出范围。根据事权与财权相结合的原则，将税种统一划分为中央税、地方税和中央与地方共享税，并建立中央税收和地方税收体系，分设中央与地方两套税务机构分别征管。这种对收入和支出责任的明确划分规范了中央和地方分权的形式，改善了 20 世纪 80 年代后期的无序状态，有利于财政分权积极效应的发挥。分税制改革本身的体制规范和革新因素可能是造成 1994 年前后我国财政分权与经济增长之间的关系发生转变的原因之一。

不仅仅是财政体制的改革，1994 年前后我国经济体制改革也迈上了新台阶，社会主义市场经济体系逐步建立和完善。与此同时，政府体制改革也提上了议事日程，政府部门的服务意识和效率提高，民主和法制建设也比 80 年代规范。在这样的宏观经济背景下，我们认为财政分权所需要的制度环境发生了较大改观，财政分权效应的发挥具有一定的背景。

（三）财政独立性

如果从转移支付的角度分析，尽管我国分税制改革后的转移支付更多地流向了发达地区，但中西部地区的财政独立性仍然显著低于东部地区，西部地区的财政依赖性更强。我们用地方政府得到的净转移支付与地方预算内本级财政收入之比度量该地方的财政依存度，图 1 是东、中、西部地区 1995—2001 年的平均财政依存度。显然，西部地区更多的依赖中央政府的转移支付，自有收入比重不足 50%，对中央政府的依赖性逐年递增，2001 年的平均财政依存度高达 2.11。中部地区对中央转移支付的依赖也有逐年增强之势，但较西部地区平缓。东部地区的净转移支付占总收入的比重不超过 1/3，从这里的相对指标来看，分税制改革后的转移支付政策尽管没有明显地扭转我国的资金分配格局，但东部地区转移支付相对于自

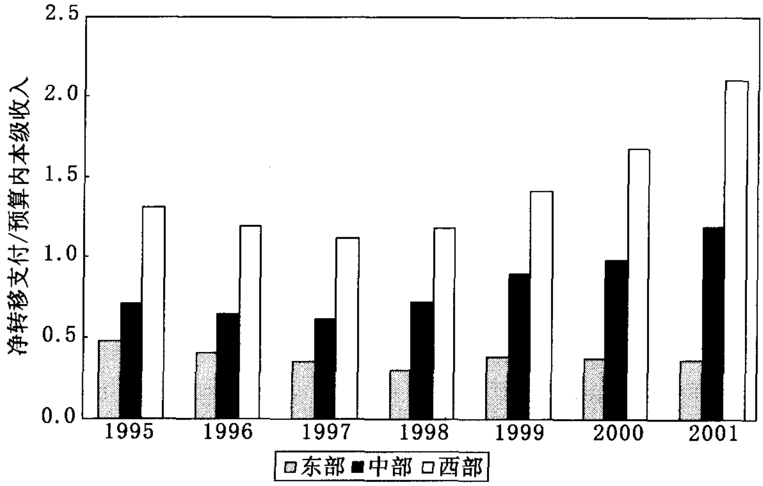


图 1　地方政府财政依存度(1995—2001 年)

有收入的份额有所下降,1998 年之前的各年下降幅度较大,1999 年反弹后缓慢下降,2001 年比 1995 年减少近 12 个百分点。

同时,从转移支付的形式来看,我们在第二部分中也分析到,发达地区获得的税收返还数额较多,在发达地区获得的净转移支付中一揽子转移支付占有较大的比例。而中西部地区的税收返还数额较少,其他定额补助、专项补助等占有一定比例。转移支付的形式也会影响经济的效率。如果是一揽子转移支付,地方政府如果根据地方效用最大化使用资金,能够更好地满足地方偏好;如果是对应性转移支付,上级政府也可能是出于纠正外部性、保证某些支出需求等方面的考虑。但是,对应性转移支付资金的使用需要满足一定条件,一方面转移支付资金可能不能落实到具体的支出内容,违背了上级政府促进效率和公平的初衷;另一方面地方政府无法根据本地居民偏好的特殊性加以调整,上下级政府之间的信息不对称可能导致资金使用效率低下。以宁夏为例,[①]众所周知,和其他少数民族地区一样,宁夏的财政收支缺口主要依靠中央各种类型的转移支付

① "宁夏可持续发展研究"课题组,2002:《宁夏可持续发展战略研究报告》。

来填补，转移支付发挥了平衡地方财政预算的作用，但在资源配置、再分配等方面的其他经济功能还有待进一步提高。由于宁夏本身的经济基础较差，税收潜力不大，中央转移支付的一部分用于弥补正常开支，维持地方政府正常运转。对于一些专项拨款等，宁夏自己的配套资金和后续资金不足，单纯依靠中央政府的力量仅仅是杯水车薪，很难解决根本问题。如宁夏的污水处理厂，中央投入数亿元建成后一直未能发挥正常的生产能力，原因主要在于地方财政无法维持高额的运转费用。这样不仅违背了国家投资的初衷，更是对资源的极大浪费，中央转移支付的使用效率很难提高。按照现代公共财政理论的基本观点，对应性转移支付具有增加地方公共品供给、提高资源使用效率的作用。但在宁夏政府本身财力有限的背景下，对应性转移支付的功效大打折扣。

因此，一方面是财力不足导致中西部地区对中央政府转移支付的依赖性较强，另一方面是部分地区由于自身财力有限无法保证某些转移支付的配套资金和后续资金，财政分权正面效应发挥所需要的财政体制设计和政府间政策干预效果均难以满足，我国东西部地区之间呈现出明显的财政分权效应差异也就可想而知了。

（四）政府支出构成

财政分权对经济增长的影响还与政府支出的构成有关。扩展Devarajan、Swaroop 和 Zou（1996）的模型（同时划分中央、地方支出和生产性、非生产性支出）可以发现，财政分权对经济增长产生正面作用的临界条件还取决于各级政府的支出构成情况。同时，政府支出份额本身对经济增长的作用也是不确定的，在给定的外生变量下存在最优的政府支出配置。因此，除了上述因素之外，政府支出构成的变化和差异是造成我国分税制改革前后和不同地区之间呈现财政分权效应差异的重要原因。

从东、中、西部的平均政府支出构成比重（图略）可以看出，东部地区政府支出构成中的行政管理支出比重最低，西部地区的行政管理支出比重高于东中部地区，这种状况仅在 2000 年以后才略有改

观。同时,西部地区的基本建设支出比重在20世纪八九十年代一直低于东部,在西部大开发战略实施后西部的基本建设支出和发展支出比重快速上升,并在2000年超过东部地区,中部地区的基本建设支出比重和发展支出比重最低。由此不难得出,就省级预算内财政支出而言,中西部地区的经常性财政支出比重较高,西部地区用于科教文卫、城市维护的支出比重很少,行政管理费比重高,是较为典型的"吃饭财政"。再加上西部地区的财政总量很低,用于生产性的政府支出数量就更有限了。西部大开发战略尽管给西部地区更多的倾斜和优惠,但实质性的财政效应并不明显。

另外,由于我国农业大省主要分布在中西部,东部地区、尤其是各直辖市的农业比重较低,政府支援农业支出比重由西向东递减。同时,20世纪90年代以来尽管政府多次强调农业的重要性,并在1995年新增农业综合开发支出,但政府支出中支援农业的比重一路下滑,2001年东、中、西部地区的平均比重分别为4.93%、6.46%和8.15%,比1990年下降了3个百分点左右。在分税制改革以前三大地区的科教文卫支出比重相差不大,但1996年以后开始分化,中西部地区的科教文卫支出较低,2000年后西部地区的比重再次低于中部地区。我国提出科教兴国战略以来,中央和地方的科教投入都大幅增加,但总体的趋势还是东部地区多于中西部地区,这与我们前一段时期更重视高等教育建设、基础教育投入不足的现象不无关系。另一方面,政府的城市维护支出比重也表现出明显的地区差异。东部地区的城市维护支出比重较高,西部地区的比重最低,中西部地区在1990年以后的趋势是升中有降,东部地区基本持平。

有意思的是,和前面我们关于财政分权指标的分析一致,是否包含直辖市仍然是一个显著的因素。我们发现,东部地区的直辖市与非直辖市在城市维护方面没有明显的差异,但直辖市的发展支出和基本建设支出比重高于非直辖市,行政管理支出、支援农业支出和科教文卫支出的比重低于非直辖市。这和我们前面对东、中、西部比较的结论基本一致,较发达地区的生产性支出比重一般较高,而较不发达地区的经常性支出比重一般较高。由此我们可以初步

判断，地方政府在政府支出构成方面的差异可能影响财政分权对经济增长积极效应的发挥。

张晏(2004)对我国分税制改革后跨省样本的财政支出效率的实证分析表明，中央发展支出比重 *RCDEV* 的系数显著负，地方发展支出比重 *RPDEV* 的系数显著正，与 Zhang 和 Zou(1998)对 1987—1993 年各省经济增长与财政分权、支出构成的分析结果恰好相反。这可能是因为，在改革开放的初期阶段，我国经济总量水平低，地方政府往往无力承担大型建设项目，私人资本规模较小，由中央政府集中全国财力进行的基础设施等建设有利于推动经济增长，这与发展中国家的经验基本一致。到了 20 世纪 90 年代中后期，经过近 20 年的高速发展，九五时期(1995—2000 年)我国人均 GDP 比六五时期(1981—1985 年)增加了 2.45 倍，1994 年全国人均 GDP 是 1987 年全国人均 GDP 的 1.74 倍，地方政府实力增强，私人资本更加活跃。在这种背景下，中央政府应该更多的从经济建设领域转移到公共服务领域，桥梁、高速公路等基础设施建设和企业技改、发展战略等可以由地方政府和私人资本承担。该文的分析提示，分税制改革后中央和地方发展支出可能存在无效配置，中央政府的发展支出比重过大。这一结论对发展中国家的增长不无借鉴，发展中国家在经济发展的初期需要加大中央政府对基础设施等建设的投入，但当经济增长达到一定程度后，中央政府应该逐步调整参与经济建设的份额，充分发挥地方政府和私人资本的力量。

六、总结

根据对转移支付、预算外资金和财政收支的不同安排，本文构造了四类财政分权指标，从不同的角度分析了中国分税制改革前后的财政分权与经济增长之间的关系。我们用各种财政分权指标度量的财政分权与经济增长之间的关系彼此基本一致，对 28 个地区 1986—1992 年和 1994—2002 年的对比研究发现，分税制改革显著

地改善了财政分权对经济增长的影响。改革前我国财政分权与经济增长之间存在显著的负关系，而1994年后财政分权与经济增长的系数显著正。在包括了分税制改革前后时期的全样本中，总量和人均财政分权指标的系数都不再显著为负。如果直接引入虚拟变量刻画财政分权指标在分税制改革前后的差异，相应的回归支持我国财政分权与经济增长的关系存在显著的跨时差异，一般情况下Chow检验也拒绝分税制改革前后没有结构变动的零假设。

分地区的研究同样支持上述结论。我们根据经济发展水平和地理位置的差异，分样本分析了经济发达地区和不发达地区，东部、中部和西部地区的财政分权与经济增长之间的关系。比较1986—1992年和1994—2002年各子样本可以发现，东部和中部地区的财政分权系数由负、不显著异于0变为显著正，西部地区的系数由显著负变为不显著，分税制改革显著地改善了财政分权对经济增长的影响。同时，1994—2002年，14个人均GDP均值高于6 000元的较发达地区的财政分权对经济增长的影响显著正，经济较落后的14个地区的财政分权的系数不显著异于0。东部地区财政分权指标的系数在5%的水平下显著正，西部地区的系数为正、不显著异于0，中部地区财政分权的系数在采用加权LSDV回归时在5%的水平下显著正，采用随机效应回归时系数不显著。如果直接加入地区虚拟变量，我们也可以得到类似的结论。就不同经济发展水平的地区而言，1994—2002年较发达地区的财政分权系数显著正，不发达地区的系数显著负；1986—2002年财政分权系数在发达地区为正、不显著，在不发达地区显著负。就不同地理位置的地区而言，1994—2002年东部地区的财政分权指标系数显著正，中部地区的财政分权系数不显著异于0，西部地区的财政分权系数显著负；1986—2002年财政分权系数在东部地区为正、不显著，在中西部地区显著负。这些都表明，我国财政分权与经济增长之间的关系还存在显著的地区差异。从某种意义上说，我国经济发展程度较高的地区的财政分权的积极作用可能要大于经济发展程度较低的地区，东部各省的财政分权优势要高于中西部地区，目前的财政分权形势不利于缩小

地区差距。

我们在文中引入国有经济单位职工比重刻画制度变革因素的影响，对1986—1992年、1994—2002年和1986—2002年样本的分析显示，*SOU*职工比重指标的系数在分税制改革前样本中不显著异于0，1994年后出现了系数显著负的情形。在分地区虚拟变量研究中1986—1992年样本的*SOU*职工比重的系数同样不显著异于0，1994—2002年和1986—2002年样本中*SOU*职工比重的系数显著负。以上这些分析说明，我国财政分权对经济增长的影响不仅在分税制改革前后存在显著的差异，而且在不同地区之间存在差异。相比较而言，我国经济发展程度较高的地区的财政分权的积极作用要大于经济发展程度较低的地区，东部各省的财政分权优势要高于中西部地区，目前的财政分权形势不利于缩小地区差距。

我们认为，分税制改革之后我国各级政府政策协调能力的增强和不同地区区域合作能力的差异可能是导致我国财政分权效应呈现出跨时差异和地区差异的重要原因之一。同时，中央政府和地方政府收支责任的明确划分规范了财政分权的形式，民主和法制建设的进步也改善了财政分权所需要的制度环境，1994年以后我国财政分权的积极效应得以发挥。另一方面，从转移支付的规模和形式来看，财政独立性的差异和转移支付资金使用效率的不同也是导致我国财政分权效应出现差异的原因。对于我国中西部地区而言，完善省以下分税制改革、增强政府政策协调和区域经济合作能力、提高转移支付资金使用效率等是有效的选择。在分权体制下，各级政府的财政支出存在最优的配置。除了私人资本和公共支出的外生产出率变化之外，政府之间的政策协调能力的增强、体制环境的变化、财政独立性程度的不同和政府财政支出结构的差异是解释我国财政分权效应的重要因素。

需要说明的是，财政分权与经济增长之间可能存在交互作用，Oates(1993)指出财政分权与经济增长之间是否存在因果关系是非常模糊的，其他第三方“中介”的影响也会影响对财政分权与经济增长关系的检验。遗憾的是，我们缺乏合适的工具变量来控制这种可

能的内生性(Xie, Zou and Davoodi, 1999; Martinez-Vazquez and McNab, 2003)。在现有文献和工具的基础上,我们在本文得到的结论不能排除这些缺陷的影响。同时,中国的体制外财政收支规模难以度量,我们的财政分权指标可能并没有反映真正的现实分权状况。另外,由于省以下分税制改革的不完善和数据资料的缺乏,我们在这里只考虑了两极分权的影响,在数据资料允许的情况下,还可以进一步考虑三级和四级财政分权的影响。同时,文章虽然对我国财政分权效应出现跨时差异和地区差异的原因提出了一些思考,并从理论和实证的角度进行了论证,但其深度和广度还有待加强。发展中国家的财政分权面临着特殊的制度环境,它们背后的运行机制分析是一个庞大的工程。我们的工作是一个初步的尝试,文章提出的一些观察和借鉴能够部分解释发展中国家的财政分权问题,具体的机制分析还需要进一步拓展。

参考文献

Akai, N. and M. Sakata, 2002, "Fiscal Decentralization Contributes to Economic Growth: Evidence from State-level cross-section Date for the United States", *Journal of Urban Economics* 52, 93—108.

Bahl, R. and J. Linn, 1992, *Urban Public Finance in a Developing Countries*, Oxford University Press.

Bahl, R. and S. Nath, 1986, "Public Expenditure Decentralization in Developing Economies", *Government and Policy* 4, 405—418.

Bardhan, P. and D. Mookherjee, 1999, "Relative Capture of Local and Central Governments: An Essay in the Political Economy of Decentralization", Working Paper, University of California, Berkley and Boston University.

Barro, R., 1990, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy* 98, S103—S125.

Bird, R. and F. Vaillancout, 1998, *Fiscal Decentralization in Developing Countries*, Cambridge University Press, Cambridge UK.

Bird, R., 1986, "On Measuring Fiscal Centralization and Fiscal Balance in Federal States", *Government and Policy* 4, 384—404.

Bird, R., 1993, "Threading the Fiscal Labyrinth: Some Issues in Fiscal Decentralization", *National Tax Journal* 46, 207—227.

Blank, R., 1997, "Policy Watch: The 1996 Welfare Reform", *Journal of Economic Perspective* 11, 169—178.

Brennan, G. and J. M. Buchanan, 1980, *The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution*, Cambridge University Press.

Buchanan, J. M., 1965, "An Economic Theory of Clubs", *Economica* 31, 1—14.

Conyers, D., 1990, "Centralization and Developing Planning: A Comparative Perspective", in de Valk, P. and K. Wekwete (eds.), *Decentralizing for Participatory Planning*, Aldershot.

Davoodi, H. and H. Zou, 1998, "Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-Country Study", *Journal of Urban Economics* 43, 244—257.

Devarajan, S., V. Swaroop, and H. Zou, 1996, "The Composition of Public Expenditures and Economic Growth", *Journal of Monetary Economic*, 37, 313—344.

Dillinger, W., 1994, "Decentralization and Its Implications for Urban Service Delivery", *Urban Management Programme Discussing Paper* No. 16, *World Bank.*

Dixit, A. and L. Lambertini, 2001, "Monetary-fiscal Policy Interactions and Commitment versus Discretion in a Monetary Union", *European Economic Review* 45, 977—987.

Dixit, A., 2001, "Games of Monetary and Fiscal Interactions in the EMU", *European Economic Review Volume* 45, 589—613.

Gong, L. and H. Zou, 2002, "Optimal Taxation and Intergovernmental Transfer in a Dynamic Model with Multiple Levels of Government", *Journal of Economic Dynamics and Control* 26, 1975—2003.

Gong, L. and H. Zou, 2001, "Optimal Design of Government Transfer", *Working paper*, *Peking University.*

Gordon, R. H., 1983, "An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism", *Quarterly Journal of Economics* 98, 567—586.

Greene, W. H., 1997, *Econometric Analysis*, Prentice-Hall Inc.

Keen, M. and C. Kotsogiannis, 2002, "Does Federalism Lead to Excessively High Taxes?" *American Economic Review* 92, 363—370.

Keen, M. and M. Marchand, 1997, "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending", *Journal of Public Economics* 66, 33—53.

Lin, J. Y. and Z. Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change* 49(1), 1—21.

Lin, J. Y., R. Tao, and M. Liu, 2002, "Decentralization, Deregulation and Economic Transition in China", Working Paper, CCER, Peking University.

Martinez-Vazquez, Jorge and James Alm (eds.), 2003, *Public Finance in Developing and Transitional Countries*, Edward Elgar Publishing Ltd..

Martinez-Vazquez, Jorge and R. M. McNab, 2003, "Fiscal Decentralization and Economic Growth", *World Development* 31, 1597—1616.

Mckinnon, R., 1997, "Market-preserving Fiscal Federalism in the American Monetary Union", in Mairo, B. and T. Ter-Minassian(eds.), *Macroeconomic Dimensions of Public Finance*, Routledge.

Musgrave, R. A., 1997, "Devolution, Grants and Fiscal Competition", *Journal of Economic Perspectives* 11, 232—254.

Oates, W. E., 1972, *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich.

Oates, W. E., 1981, "On Local Finance and the Tiebout Model", *American Economic Review* 71, 93—98.

Oates, W. E., 1985, "Searching for Leviathan: An Empirical Analysis", *American Economic Review* 75, 748—757.

Oates, W. E., 1993, "Fiscal Decentralization and Economic Development", *National Tax Journal* XLVI, 237—243.

Oates, W. E., 1999, "An Essay on Fiscal Federalism", *Journal of Economic Literature* 37, 1120—1149.

Oates, W. E., 2001, "Fiscal Competition and European Union: Contrasting Perspectives", *Regional Science and Urban Economics* 31, 133—145.

Oates, W. E., 2001, "Fiscal Competition or Harmonization? Some Reflections", *National Tax Journal* 54, 507—512.

Pommerehne, W., 1977, "Quantitative Aspects of Federalism: A Study of Six

Countries", in Oates, W. (eds.), *The Political Economy of Fiscal Federalism. D. C. Heath.*

Qian, Y. and B. Weingast, 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspective* 11, 83—92.

Taillant, J. D., 1994, "Decentralization: Local and Regional Government Development. A Literature Review", mimeo, LATPS, World Bank, Washington, DC.

Tiebout, C., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economics* 64, 416—424.

Weingast, B., 1995, "The Economic Role of Political Institutions: Market-preserving Federalism and Economic Development", *Journal of Law and Economic Organization* 11, 1—31.

Wildasin, D. E., 1988, "Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition", *Journal of Public Economics* 35, 229—240.

Wildasin, D. E., 1989, "Interjurisdictional Capital Mobility: Fiscal Externality and a Corrective Subsidy", *Journal of Urban Economics* 25, 193—212.

Xie, D., H. Zou, and Davoodi, 1999, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States", *Journal of Urban Economics* 45, 228—239.

Zhang, T. and H. Zou, 1998, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China", *Journal of Public Economics* 67, 221—240.

财政部预算司编:《全国地市县财政统计资料(2000 年)》,中国财政经济出版社 2001 年版。

财政部综合计划司编:《中国财政统计(1950—1991)》,科学出版社 1992 年版。

陈抗、A. L. Hillman 和顾清扬:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学季刊》2002 年第 2 卷第 1 期。

各省、市、自治区统计局编:各省、市、自治区统计年鉴,中国统计出版社。

国家统计局编:《中国统计年鉴》(1983—2003 年),中国统计出版社。

国家统计局国民经济综合统计司编:《新中国 50 年统计资料汇编》,中国统计出版社 1999 年版。

国家统计局综合司编:《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编(1949—1989)》,中国统计出版社 1990 年版。

河北省统计局、河北省社会科学院经济研究所编:《河北经济统计年鉴》(1986—1995 年),中国统计出版社。

李实、奈特:《中国财政承包体制的激励和再分配效应》,《经济研究》1996年第5期。

林伯强:《中国的经济增长、贫困减少和政策选择》,《经济研究》2003年第12期。

楼继伟主编:《新中国50年财政统计》,经济科学出版社2000年版。

马拴友、于红霞:《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》2003年第3期。

"宁夏可持续发展研究"课题组:《宁夏可持续发展战略研究报告》,北京大学出版社2002年版。

平新乔:《财政原理与比较财政制度》,上海三联书店、上海人民出版社1994年版。

上海财经大学公共政策研究中心:《2001中国财政发展报告——转轨经济中的税收变革》,上海财经大学出版社2001年版。

王小鲁、樊纲:《中国地区差距的变动趋势和影响因素》,《经济研究》2004年第1期。

严冀、陆铭:《分权与区域经济发展:面向一个最优分权程度的理论》,《世界经济文汇》2003年第3期。

张晏:《我国政府支出效率实证分析》,工作论文,2004。

张晏、龚六堂:《地区差距、要素流动与财政分权》,《经济研究》2004年第7期。

"中国财税进一步改革"课题组成员译,Bird., R. M., Robert D. Ebel, and Christine I. Wallich著,2001:《社会主义国家的分权化:转轨经济的政府间转移支付》,中央编译出版社2001年版。

中国财政年鉴编辑委员会编:《中国财政年鉴》(1992—2002年),中国财政杂志社。

中国的大国发展道路*

——论分权式改革的得失

◆ 王永钦　张晏　章元　陈钊　陆铭

（复旦大学中国社会主义市场经济研究中心）

一、引言

2006年7月1日，在经历了无数艰难险阻之后，寄托着几代中国人的梦想的青藏铁路正式通车，从此，山不再高，天不再远。中国经济就像快速驶向高原的列车，它能否持续高速增长直接关系到13亿人口的福祉，同时，它的动向也对全球经济的未来有着重大的影响。而中国的发展道路也是一条充满挑战的“天路”，经过了近30年的高速增长之后，中国经济走到了一个关键的阶段，在这个阶段，经济增长与社会和谐面临着一系列的难题：如城乡和地区间收入差距的持续扩大，地区之间的市场分割，公共事业的公平缺失，等等。如果这一系列难题能够被一一克服，经济持续增长与社会和谐发展

* 原文发表于《经济研究》2007年第1期。该研究得到国家社会科学基金课题（05CJL014）、教育部人文社会科学基金（05JC790090）、教育部人文社会科学重点研究基地重大课题（05JJD790004）的研究资助。

能够同时实现,那么,中国就不仅创造了人类历史的奇迹,而且还将形成具有一般意义的“大国发展道路”。

对于中国可能形成的“大国发展道路”,经济学家的任务是建立一个一以贯之的理论逻辑来理解中国获得的成就和面临的挑战。为此,本文将提出:中国前期改革的卓然成效和近期改革中出现的很多问题都与分权式改革有关系。借助于对中国分权式改革的得失分析,我们试图建立一个完整的分权理论。在已有的研究中,关于分权式改革的好处,国际经济学界基本上已经达成了共识,最为经典的是建立在新软预算约束理论(Dewatripont and Maskin, 1995)基础上的财政联邦主义理论和建立在 M 型组织和 U 型组织理论之上的解释(Qian and Roland, 1998; Qian, Roland and Xu, 1988; Qian, Roland and Xu, 1999; Qian and Weingast, 1997)。这些文献的一个基本观点是,经济结构(如分权程度和整个经济体的组织结构)造成了中国和俄罗斯经济改革绩效的巨大差异。这些理论固然可以较好地解释分权是如何促进地方政府的竞争,从而促进经济增长的,但是,它们却不是一个完全的分权理论。一个完全的分权理论应该不仅能够分析分权体制下地方政府获得的正面激励(分权的收益),也应该能够分析分权体制下地方政府有损社会目标的负面激励(分权的成本)。从中国目前的情况来看,这些负面激励导致的影响正在日益凸现,并且集中表现在三个方面:1. 城乡和地区间收入差距的持续扩大;2. 地区之间的市场分割;3. 公共事业的公平缺失。虽然已经有一些国内外的实证文献研究了分权化改革带来的某些扭曲,但是还没有一个理论系统地论述过分权化改革的成本。

在这篇论文中,我们将系统地回答以下问题:中国分权式改革的实质和作用机制究竟是什么?中国的分权式改革带来了哪些代价和扭曲?为什么分权式的改革会导致这些代价和扭曲?如何在下一步的改革中科学地进行机制设计,避免或者尽量减轻这些代价和扭曲?这些理论分析的主旨将直接指向中国的“大国发展道路”。中国之所以采取分权式的改革方式,直接与中国是一个在疆域和人口双重意义上的“大国”有关,而中国分权式改革的代价又直接与中

国是一个地区间差异巨大的“大国”有关。因此,全面地总结分权式改革的收益与代价是极为重要的,这将有利于思考中国是否可能成功地走出一条可借鉴的“大国发展道路”。

本文的结构安排如下:第二部分分析中国分权式改革的收益,从这个维度可以很好地解释中国改革开放以来的高速经济增长;第三部分提出一个框架来分析分权式改革的代价,从这个视角可以很好地分析中国目前出现的各种问题;第四部分则在第三部分的基础上,提供一些分权式改革的代价的例证;第五部分从机制设计的角度提出了一系列的政策建议,讨论在下一阶段改革中如何充分发挥分权式改革的收益,并尽可能地降低分权式改革的代价。由于有关分权式改革的收益的理论和实证已有大量的文献,本文将在分权的代价上着墨更多。

二、经济分权与经济发展的激励结构

中国是一个在疆域和人口双重意义上的“大国”,这意味着中央政府对地方政府的监督面临着极高的成本,因此,经济分权是大国治理必须采取的模式。迄今为止,中国经济转型的成功很大程度上要归功于中国在经济领域的分权式改革。从这种分权式改革中得到的更一般的经验是:对经济转型而言,最重要的可能不是“做对价格”(getting prices right),因为在市场不完备的时候,根本就不可能存在正确的价格;更重要的可能是“做对激励”(getting incentives right),因为激励机制是经济发展中更为深刻的主题,价格机制不过是激励机制的一种方式而已。

对于分权式改革的收益,国际经济学界形成了很多共识。已有的文献认为,经济结构(如分权程度和整个经济体的组织结构)的差异造成了中国和俄罗斯经济改革绩效的巨大差异。分权式的改革不仅硬化了中央政府对国有企业的预算约束,而且还促进了地区之间的竞争(Qian and Roland, 1998)。中国的 M 型经济结构(资源按

照"块块"来配置)使得经济可以在局部进行制度实验，地区之间的标尺竞争为中央政府提供了反映地方政府绩效的有效信息，并且使得经济体更容易抵抗宏观冲击；相反，俄罗斯的U型经济结构(资源按照"条条"来配置)，则不具备这样的经济结构收益。

与俄罗斯等转型经济相比，中国的分权是在大的政治架构不变、中央和地方政府不断地调整它们的财政关系的过程中实现的。从20世纪70年代的放权让利到80年代的财政包干体制，再到90年代的分税制改革，如何合理划分中央和地方的利益关系、调动地方政府的积极性，不仅始终是中国财政体制改革的要点，也是整个经济和政治体制改革的突破口。传统的财政分权理论认为，地方政府具有信息优势，居民根据地方政府提供的公共品质量来选择居住地可以形成用脚投票机制，促使地方政府来提供优质的公共品(Tiebout, 1956)。由中央向地方转移财政收入和支出权力将更有利于提高经济效率，加快地方经济发展，进而推动全国经济增长(Buchanan, 1965; Oates, 1972)。具体到中国，以钱颖一等人为代表的一批经济学家从软预算约束的视角出发，认为分权化制度安排可以向地方政府提供市场化激励，保持和促进市场化进程，即所谓的维持市场化的联邦主义(market-preserving federalism)(Weingast, 1995; McKinnon, 1997; Qian and Weingast, 1997)。

在实证研究中，Jin、Qian 和 Weingast(2005)基于1982—1992年省级面板数据的实证研究进一步验证了分税制改革之前中国省级政府的财政激励促进了市场发展。对于1992年之前中国财政分权与经济增长的关系，Lin 和 Liu(2000)与 Zhang 和 Zou(1998)的检验得到了相反的结论，而张晏、龚六堂(2005)对1986—2002年扩展样本的研究发现分税制改革之后我国财政分权对经济增长的影响显著为正，同时财政分权效应还存在跨时差异和地区差异。

经济分权还不足以构成地方政府发展经济的全部激励。20世纪90年代末以来，文献更多地开始关注发展中国家分权的特殊经历，尤其是中国特殊的政治激励。从经济学的视角，我们更关心中国政治体制的两个特征，一是以GDP为主的政绩考核机制(Li and

Zhou, 2005),二是(基于民意调查基础上的)官员任免制度。Blanchard 和 Shleifer(2001)从中国和俄罗斯的比较出发,强调了中国的经济分权与政治集权之间的纽带。俄罗斯的中央政府对地方政府的控制力较弱,地方政府不存在主动推动经济发展的动力。而中国的经济分权伴随着政治集权,晋升激励使得地方政府官员有非常强的(政治)动力促进地方经济快速发展(周黎安,2004)。Tsui 和 Wang(2004)认为中国自治性不强的财政分权和垂直控制的行政管理体制提供了区域经济增长的动力。经济分权和政治集权对地方政府最重要的影响渠道是政府之间的标尺竞争。文献通常所说的标尺竞争对应于对下负责的政治体制,也就是说,对于地方政府行为的信息,普通民众和中央政府都处于信息弱势,但选民会参考其他地方政府的行为评价自己所在地区的政府行为,地方官员知道其选民会以其他地方为标尺,从而会效仿其他地方的相关政策来发展本地经济(Besley and Case, 1995; Baicker, 2005)。这是一种自下而上的标尺竞争,同级政府之间的相互监督和学习能够提高政府部门的运作效率,节约行政管理成本,防止滥用权力(Martinez-Vazquez and McNab, 2003)。而我国政治体制的特点不同,地方政府主要不是对下负责,而是对上负责,在政治集权和政绩考核机制下,地方政府每年不仅要保证 GDP 的高增长(否则在政绩考核中被一票否决),还要根据 GDP 等指标排名,地方政府官员为了政绩有竞争 GDP 增长率的激励,从而形成了一种基于上级政府评价的"自上而下的标尺竞争"(张晏,2005)。这种为增长而竞争的激励成为中国政府推动经济增长的动力源泉,它是有助于转型初期的经济增长和资源配置的。

三、经济分权的代价:一个理论分析

钱颖一等人的财政联邦主义理论可以较好地解释中国分权式改革迄今为止取得的成就,但是这个理论更多地强调了中国分权式

改革的好处，却没有分析分权式改革的代价。[①]一个完整的分权理论应该既能够分析分权式改革的收益，也能够分析分权式改革的代价。否则，我们就无法回答如下问题：中国分权式改革的渐进转型的潜力还有多大？我们应该如何在发挥分权式改革的好处的同时避免它所产生的负面效果？这一节将从组织理论的角度提出一个分析分权式改革的代价的框架。

与俄罗斯相比，中国经济转型的一个很大的不同在于，从中央政府的角度来看，中国的分权式改革在很大程度上是将整个经济当作一个大的政治组织来看，中央政府在这个大的组织内部通过"分权"模拟出一个类似企业组织的激励机制。给定地方各级政府尚控制着大量经济、政治和社会资源的事实，在现有的政治架构下对地方官员提供适当的激励，让他们直接分享发展地方经济的收益，将有利于他们追求经济的增长。问题的关键在于，政治和行政体制内部的激励机制是否可以通过模拟企业内部的激励机制而被有效地复制出来？要回答这个问题，我们就必须找到政府部门的激励与私有部门的激励之间的实质性区别，说明政府部门在利用财政分权模拟企业的激励的时候会遇到哪些难题。

从契约理论的角度来看，政治组织中的激励与经济组织中的激励相比有很大的不同。[②]第一，政治组织委托人的偏好往往是异质的，而企业组织中股东的偏好基本上是一致的，即收益最大化。在政治组织中，每个利益集团都有它自己的偏好和利益，因而，无论对于任务本身，还是对于委托人，都很难界定一个指标对绩效进行衡量。第二，与委托人偏好的异质性有关的是，政治组织一般是多任务的(multi-tasking)，这也与主要追求利润最大化的企业不同。除了效率和经济增长之外，政治组织还需要追求社会公正、收入平等、环境保护、公共服务质量等等目标。所以，从理论上来说，由于政治组织的这种多任务性，在政治组织中很难通过基于单一维度(任务)的

---

① 严冀、陆铭(2003)较早地意识到分权体制的代价这一问题，特别是其在地方保护主义和市场分割方面的表现。

② 王永钦、丁菊红(2007)对有关政府内部激励机制的最新文献进行了系统的述评。

类似企业中计件工资式的强激励来追求各种目标，而且基于增长目标的考核很容易损害其他的社会目标。所以，我们观察到政治组织中工作人员的工资一般都是弱激励的固定工资制。第三，委托人的异质性再加上外部条件的差异，又引起了第三个政治组织和企业组织的差异。与企业绩效易于找到同类企业作参照不同，政治组织的绩效难以找到一个可以参照的标准。中国政府不可能与美国政府进行比较，因为两国在很多方面都很不相同。中国的地方政府之间虽然可以进行一些比较，但地方之间的巨大差异也使得地方政府间的相互参照非常有限。换言之，政治组织是一个垄断组织，因而很难找出一个具有充分信息量的指标对其进行比较。

以上三个特征无非是说，很难有一个外部的充分统计量指标可以对官员进行客观的评估。这就决定了政治组织与经济组织的第四个区别，即在激励机制的设计方面，它更多地会采用相对绩效评估，而非绝对绩效评估。在现实世界中，政治组织中常用的一种基于相对绩效评估的激励手段就是职务晋升。中国的分权式改革过程中的一个重要机制是，上级政府通过考察下一级政府辖区的经济发展（尤其是 GDP）的相对绩效来晋升地方官员，而且这个机制在实证研究中已经被证明的确是在被中国政府使用着（Li and Zhou，2005）。在缺乏充分统计量的政绩考核体系下，相对的 GDP 增长可能是一种次优的考核地方官员政绩的具有信息量的指标。但是，这种财政分权加相对绩效评估的体制正在日益显现它的弊端。第一个弊端是，相对绩效的评估会造成代理人之间相互拆台的恶性竞争。确实，我们也观察到各地政府为了在 GDP 竞赛中名列前茅而采用了各种各样的以邻为壑的手段。其中，最典型的就是形形色色的地方保护主义，地方保护主义造成的地区分割和“诸侯经济”会阻碍中国国内市场整合的过程。[①]在资源配置方面的深远影响是，这种市场分割会限制产品、服务（甚至还有思想）的市场范围，市场范围的限制又会进一步制约分工和专业化水平，从而不利于长远的技术进

① 对此，不妨参见严冀、陆铭（2003）的评论。

步和制度变迁，这最终会损害到中国长期的经济发展和国际竞争力。

过于依赖GDP作为相对绩效的考评指标，就给城市倾向的经济政策提供了另一个理由。因为城市的第二、三产业是经济增长的主要源泉，于是，地方政府对于农村地区的经济发展就大大忽视了，一个直接的表现就是地方政府用于支持农业生产的财政支出比重在相当长的一段时间里急剧地下降（陆铭、陈钊，2004；Lu and Chen，2006）。同样是为了追求经济增长的目标，在各地的经济增长都依赖于招商引资的情况下，一旦发生资本拥有者和普通劳动者之间的利益冲突，地方政府就会优先考虑资本拥有者的利益，而普通劳动者的利益则很容易被忽略。

相对绩效评估发挥作用的一个重要前提是，代理人面临的冲击或者风险是共同的，这样仅仅通过代理人之间业绩的相对排名就可以比较准确地反映出他们的绩效。但是在中国这样的大国，各个地区之间在自然、地理、历史、社会等很多方面可以说千差万别，由于这种异质性的存在，相对绩效是一个噪音很多的指标，基于相对绩效评估的激励方案的效果就会大打折扣，这可以看作是相对绩效激励的第二个弊端。

第三个弊端实际上是第二个弊端的一种形式，鉴于问题的重要性，我们将其拿出来独立论述。由于各地区之间先天的（自然、地理、历史、社会等）差异性，或者由于改革后享受的政策的差异性，会出现由收益递增效应导致的经济增长差异，即使没有其他外力，穷的地区也可能相对地越来越穷，而富的地方则相对地越来越富（陆铭、陈钊、严冀，2004），这样就加大了相对绩效评估标准中的噪音，中央政府很难区分地方的经济增长绩效是由收益递增机制造成的，还是地方政府努力的结果。

相对绩效评估的第四个弊端来自于如下事实：在基于相对绩效评估的锦标赛下，赢家的数量是有限的，而大部分则是输家。更为重要的是，由于比较富裕的地区更多地享受着先天的优势和收益递增机制的好处，这就使得经济较落后地区的地方官员不能在相对绩

效评估的机制下获得激励,通俗地来说就是,努力了也未必有用,[①]所以相对绩效评估对落后地区的官员基本上是没有作用的。但是官员也是理性人,在晋升的可能性比较小的前提下,他们会寻求替代的办法进行补偿,如贪污腐败,或者"破罐子破摔"。这样一来,从整个经济的角度来看,就会加剧落后的地区越来越落后、发达的地区越来越发达的两极分化现象。

对地方政府官员进行激励还有一些其他与相对绩效评估无关的难题。一方面,与企业的经理相比,地方政府官员的绩效更加取决于一个团队的努力,而不是自己的努力,一个政府目标(如扩大就业)的实现取决于多个政府部门作为一个"团队"的共同努力,因此,在地方政府的"团队生产"中,不同的地方官员之间就可能存在严重的搭便车现象。另一方面,在企业经理的激励计划中,可以比较容易地找到激励经理追求企业长期目标的手段,比如说给予经理股份或者股票期权,但是,对于地方政府的官员却很难进行类似的长期激励,从而使得地方政府的长期目标被忽视,而这又集中体现为地方政府对于环境、收入差距、教育和医疗服务质量这些问题的忽视。

四、经济分权的代价:一些具体的分析和例证

上一部分中,我们提供了一个简明的框架来分析中国分权式改革的代价,下面将结合现有的实证文献,为经济分权的代价提供一些例证。

(一) 经济分权与城乡、地区间收入差距持续扩大

中国经济改革开放以来所付出的一个代价就是收入差距的持续扩大,特别是,构成收入差距的主要部分的城乡和地区间收入差

① Cai 和 Treisman(2005)指出,由于存在地区间的差异性,地区间为争取资本而展开的竞争对不具有先天优势的地区而言激励效应较弱。

距正在扩大（陆铭、陈钊，2004；Lu and Chen，2006；万广华、陆铭、陈钊，2005），如果追根溯源的话，城乡和地区间的收入差距都在一定程度上与经济分权体制有关。城乡收入差距与经济（财政）分权的联系是非常易于理解的。由于经济增长的主要来源是城市部门，因此，地方政府存在着优先发展城市、更多考虑城市利益和实施城市倾向的经济政策的激励。不少文献都指出，中国1978年改革开放以后伴随着经济快速增长而出现的城乡间收入差距加剧现象，与中国政府实施的城市倾向的经济政策有关（Yang，1999；Chen，2002；陆铭、陈钊，2004；Lu and Chen，2006）。李实（2003）指出的影响城乡收入差距的几点因素都可以作为城市倾向的经济政策的具体表现：政府对农副产品价格的控制；农村居民承受的不合理的税费负担；城乡劳动力市场的分割和城市劳动力市场的封闭；社会福利和社会保障的歧视性。除了以上四点，Yang（1999）、Tian（2001）以及Yang和Zhou（1999）还强调了金融体制中系统性的城市倾向，包括通货膨胀补贴和对城市部门的投资贷款；政府在政治晋升和分权体制双重约束下也存在减少支援农业公共支出比重的倾向。我们的一系列研究（陆铭、陈钊，2004；Lu and Chen，2006；陆铭、陈钊、万广华，2005）用中国省级面板数据正式地考察了城市倾向的经济政策对城乡收入差距的影响，发现中国改革以来的一系列经济政策（如经济开放）都使得城市部门获益更多，具有扩大城乡收入差距的作用。其中，政府财政支出中用于支持农业生产的支出的比重——这个指标的下降可以代表地方政府政策的城市倾向——增加可以显著地缩小城乡收入差距，但从趋势上来看，这一比重却在急剧地下降。Knight和Song（1993）认为城市倾向政策下存在对农村劳动力向城市的流动的限制，这导致了中国的贫困问题主要体现为农村贫困。在城市倾向的政策下，城市居民在住房、医疗、养老及教育等方面拥有更好的福利，加剧了实际的城乡收入差距，即使取消了户籍制度对劳动力流动的限制，这些倾向性政策也会使流动到城市后的农村居民面临更高的生活成本，所以劳动力的流动依然难以缓解城乡收入差距（Yang，1999；Yao，2000）。此外，城市倾向的经济政策

还有一系列对城乡收入差距的间接影响。[①]

地区间收入差距的扩大也与财政分权体制有一定的联系。在财政分权体制下，地方政府之间进行着发展经济的竞争。中国的各地区之间在历史、地理和政策等方面的条件差异非常大，在地区间竞争中，东部地区因为有着各方面比较优越的条件而获得了相对更好的经济发展绩效，而且这种优势具有自增强的效应，相对发达的地区一旦领先就很难被落后地区追赶。张晏、龚六堂(2005)对中国财政分权与经济增长关系的实证研究发现，东部地区和发达地区更能获得财政分权的积极效应，而中西部地区财政分权对经济增长的影响不显著或为负，这种财政分权效应的地区差异也加剧了地区差距。从县级财政数据来看，Zhang(2006)认为地区初始经济结构特征影响经济增长，经济发达的地区有较低的工业税和较高的土地收益，从而形成良性循环的高增长，而不发达地区对非农部门征收较高的税收，阻碍了经济增长。由于中国总体上来说是一个资本相对不足，所以各个地区之间展开了吸引外资的竞争。在这场地区间吸引外资和发展外向型经济的竞争中，东部地区特别是长江三角洲、珠江三角洲和环渤海湾三大地带获得了更多的外资和国际贸易份额，在经济发展方面获得了更好的绩效(Démurger et al., 2002; Zhang and Zhang, 2003; Kanbur and Zhang, 2005;万广华、陆铭、陈钊,2005)。实证研究表明，各地区经济开放进程的差异所导致的地区间收入差距还与工业集聚有关，东部沿海地区由于拥有历史、地理和政策等各方面优势，获得了更快的工业发展速度，在全国总的工业产出中所占有的份额也越来越高(金煜、陈钊、陆铭,2006)。

地区间收入差距的扩大还与不同地区所获得的中央财政转移有关。转移支付通常有两种目标，一是出于公平考虑的均等化目标，二是基于发展考虑的激励目标。按照均等化原则，中央政府的

① Carter(1997)的研究认为，城市倾向政策对于农业生产也产生了负面影响，同时，也造成了农产品和农业生产要素市场的扭曲。另外，杨涛认为中国实行的城市倾向政策会由于部门倾斜的收入转移以及在健康、住房和教育方面的支出，不仅扭曲了这些部门中的工人的激励，而且也将影响到他们子女的人力资本投资并进一步扩大城乡收入差距，这些都将对于中国未来的经济增长不利(Yang, 1999)。

财政转移支付本应对经济落后地区给予更多的补贴,而实际的情况是,地区转移支付不仅没有达到地区收入均等化的目标,反而加大了地区间的收入差距(Raiser, 1998;马拴友、于红霞,2003)。①最近的研究表明,分税制改革以来的税制安排和转移支付体系加大了城乡差距和地区差距。Tsui(2005)利用1994—2000年的数据分析了县级财政不平等的变化趋势,发现非农业税收的差异是财政不平等的主要原因,其中所得税的影响因素大约为21%,而税收返还和分税制改革后实施的过渡期转移支付不仅没有缩小财政差距,反而占财政不平等的20%。Yao(2000)发现2002年县级转移支付数据对城乡差距存在显著的反均等化效应和挤出效应。

(二)地区间的市场分割、重复建设与效率损失

在财政分权体制下,地方政府拥有发展地方经济的激励。地方经济的发展既直接关系到当地的财政收入和就业,又影响到对于地方官员的绩效评价,还进一步影响当地获得更多经济资源的能力。既然完全自由的市场机制在实际上并没有带来地区间的平衡发展,那么,地方保护主义和分割市场就成了地方政府的理性选择。从地方政府的行为逻辑来看,导致地方保护主义和分割市场的原因至少有以下两个方面:第一,在计划经济时期形成的地区间资源误配置已经成为事实,在市场经济体制下,违反地方比较优势的产业和企业是缺乏竞争力和自生能力的(林毅夫,2002),而这些产业和企业在改革开放以后仍然拥有大量的就业岗位,创造着地方政府的财政收入,因此,通过分割市场来保护本地企业就成了地方政府的理性选择(林毅夫、刘培林,2003)。第二,很多产业(特别是具有一定技术含量的成长性产业)都存在着由“干中学”机制所导致的收益递增性,因此,在这样的产业,一些没有比较优势的地区如果能够较早地发展这些产业,在理论上就可能获得两种效果:一方面,如果当地的学习速度足够快,就可能实现在这些产业上的追赶,经过一定时期

---

① 从省级数据的相对指标来看,尽管分税制改革后的转移支付政策没有明显地扭转转移支付资金分配格局,但东部地区获得的转移支付相对于自有收入的份额有所下降,2001年比1995年减少了近12个百分点(张晏、龚六堂,2005)。

的发展，可能逆转地区间的比较优势；另一方面，即使追赶不能实现，当地也能够提升本地的经济独立能力，从而提高未来分享地区间分工收益时的谈判地位，获得更多地区间分工的利益。在这样的机制下，各地都会争先恐后地发展一些所谓的战略性产业，从而造成一轮又一轮的重复建设（陆铭、陈钊、严冀，2004）。当重复建设的格局形成之后，各地的相关企业是否能够在市场上生存下去最终还是要接受市场本身的检验，当某些企业竞争能力不足时，地方政府则又有了通过市场分割和地方保护主义政策来获得短期利益的动机。

尽管当地区间差距扩大的时候，地方政府有通过分割市场的方式保护本地利益的动机，但改革开放以后，促使地区间市场走向整合的力量也是存在的。因此，中国国内市场的整合程度及变化趋势就成了一个需要通过实证研究来进行判断的问题。早期的研究发现，中国国内的市场并没有在改革过程中走向整合，相反，却存在着严重的市场分割的迹象（Young, 2000; Poncet, 2002, 2003）。这些研究引起了很多的争议。近年来，越来越多的研究发现，从总体上来说，中国国内市场是在走向整合的（Naughton, 1999; Xu, 2002; 白重恩等，2004；桂琦寒等，2006）。尽管如此，但几乎没有人否认，中国的财政分权体制为地方政府采取市场分割和地方保护主义政策提供了激励，并造成分工的低效率和社会产出损失（陆铭、陈钊、严冀，2004）。同时，国内市场的分割也使得中国经济增长难以发挥中国经济本应具有的规模经济优势。近来的一项研究还认为，由于国内市场分割严重，使得国内企业纷纷转向国际市场，借助于出口来扩大市场规模（朱希伟、金祥荣，2005），这就是中国国内经济的规模经济优势未得到应有的发挥的一个体现。

（三）公共服务市场化改革中的群分效应与动态效率损失

对于一个大国而言，实施财政分权体制之所以重要，一个非常突出的原因就是利用地方政府之间的竞争提高地方公共品提供的效率。由于中央政府难以掌握地方政府提供公共品的效率的有关信息，也不了解当地居民的偏好等信息，有效的地方公共品提供方

式就是让地方政府去提供当地的公共品。在这样的分权机制下，看上去地方政府是公共品的垄断者，难以保证公共品提供的效率，但是，在居民可以自由地搬迁的机制下，实际上居民就可以通过“用脚投票”的机制来形成地方政府之间的竞争，从而保证地方公共品的提供效率（Tiebout, 1956）。

以教育为例，如果地方政府不把当地的学校办好，大家都会搬离这个地方，于是当地的房地产价格就会下降，当地的人力资源和经济增长也相应地受影响。因为居民对于居住地的自由选择，以及房地产市场的存在，地方政府的教育投入和质量通过房地产市场被“资本化”了。在美国，一个地区的居民通过投票的方式决定财产税的税率，作为公共教育财政支出的基础，而学生家长则通过居住地的调整选择最适合自己需求的教育服务。由于教育财政的税基是基于地方房产价值的财产税，因此，教育的投入和质量就通过影响房产价值而与当地的经济增长和政府的收入联系起来了，以财产税为基础的教育财政也就成了一种激励地方政府努力办教育的最优合同的执行机制（Hoxby, 1995）。而在中国，虽然政府没有将财产税作为教育财政的收入，但居民通过变换居住地来选择教育并影响房价的机制同样存在，至少在同一个城市的不同区之间，甚至在不同省区之间变换居住地都是比较自由的，对于高收入者来说更是如此。而房地产价格仍然影响着土地批租收入和房产交易税，也影响着当地居民的收入和受教育水平，这些都会直接或间接地影响地方经济的发展和地方政府的收入。来自美国的经验研究发现，教育财政集权的确对提高教育的生产效率不利（Hoxby, 1995; Peltzman, 1993, 1996）。

但是，在中国由地方财政提供教育和医疗这样的公共服务的体制下，却导致了社会公众对于这些行业的极大的不满，这又是为什么呢？下面我们来进一步分析在简单的公共服务财政分权过程中可能存在的公平和效率损失。

首先，地方政府的目标相对于社会目标来说更加短期化，特别是在地方政府的官员根据经济增长绩效来获得晋升的体制下，地方

政府更加会注重能够很快在经济增长上获得效果的工作，而对其他长期目标则相对忽视，而且也很难找到相应的机制来激励地方政府追求长期目标。教育和医疗的发展就是对于经济增长短期效果不显著，但长期来看非常重要的目标，因此，地方政府对教育和医疗采取了“甩包袱”的做法，进行了大规模的市场化改革。尽管公共品提供的财政分权体制本身并没有错，但由于没有正确有效的激励机制，就使得像教育和医疗这样的公共服务提供反而出现了政府投入相对不足的现象。

其次，与计划经济时期政府包办一切相比，政府对于经济活动的退出本身并没有错，但是，政府退出什么领域却是应该仔细考虑的。哈特等(Hart, et al. , 1997)的理论研究说明，政府和市场的边界取决于产品的性质。私人部门有充分的激励降低生产成本，因此，当产品的质量比较容易监督的时候，通过市场来组织生产就比较有效。但是，当产品的质量非常难以监督的时候，如果通过市场来组织生产，私人部门的生产者就可能会牺牲质量而降低成本，这时，由政府来提供这些产品就更加有效。不难理解，教育和医疗这样的服务之所以比较适合由政府来提供，是因为这类服务的质量非常难以监督。

通过上述分析，我们就不难明白了，在财政分权体制下主要由地方政府来提供当地的公共服务是较为有效的机制，但这并不意味着地方政府可以通过彻底的市场化和私有化来推卸政府责任。而中国的地方官员升迁制度过于强调增长目标则是财政分权体制带来公共服务提供的低效率的原因，因此，地方公共品提供的有效机制是在财政分权的大框架下形成正确的激励机制，并通过中央政府的适当干预来纠正其中可能存在的误区，而不是从根本上改变地方公共品提供的财政分权体制。

在教育发展中，如果缺乏适当的机制设计和适度的中央政府干预，那么，简单的教育财政分权体制可能会存在一些直接的效率损失。首先，在劳动力存在可以跨地区流动的情况下，特别是在城市内部可以自由搬迁的情况下，人们会在好学校附近聚居，并且导致

周围的房价上涨。另一方面，那些不居住在好学校附近的家庭也往往愿意花费额外的成本让子女上好学校接受教育，这就是择校行为。两种行为的结果都是使得收入较高和社会资源丰富的家庭有更强的实力获得优质教育资源，最终形成不同家庭的子女按照收入和拥有的社会资源来进行教育群分(sorting)的现象，并且在居住方面表现出不同收入水平、职业和社会地位的社区之间的相互隔离，而按居住地段入学的政策大大加快了聚居和群分的现象。在缺乏适当的机制设计和中央政府的适度干预的情况下，产生了基础教育投入的地区和城乡间不平衡，于是优质教育资源(如优秀的老师)也在收入的吸引下向经济发达地区和城市聚集。在劳动力不能完全自由流动的情况下，这也加剧了教育的群分和教育机会的不平等现象(丁维莉、陆铭，2005)。

教育的群分和教育机会的不平等除了有碍公平以外，在人力资本生产上也是没有边际效率的，同样的资源在边际上如果能够更多地投向低收入家庭中的高能力孩子，显然将提高社会总的人力资本积累，有利于经济可持续增长的实现。同时，教育机会的不平等也将进一步加剧社会的阶层分化，并有可能使某些特殊的人群始终处于社会的底层，成为社会难以医治的痼疾。在美国，一些大城市内部贫民窟的社会问题与教育群分现象联系紧密，一些低收入的家庭(特别是黑人家庭)难以让他们的子女获得优质教育资源，已经形成了低收入—低教育—低收入的恶性循环。①类似的问题也应引起中国社会各界的关注和思考。需要特别强调的是，改变原来的政府包办教育的模式，实行教育的产业化本身并不是错误的，教育财政的分权、学校之间的竞争和优质教育资源在一定程度上的市场定价是提高教育资源利用效率的必要条件，同时，政府应该推动奖学金和教育券制度来减少教育群分中出现的动态效率损失。特别需要加以强调的是，在教育市场上，只要居民能够自由地搬迁居住地，那么，简单地通过禁止择校只不过是使得高收入者更多地借助于

① Fernández 和 Rogerson(2001)的研究发现，群分现象的加剧将显著地提高收入不平等状况。

买房来获得优质教育资源,并推动房价的上升,更为合理的政策应该是适度地为低收入家庭提供有利于提供其获取优质教育资源的机制。①

五、机制设计与下一步改革的政策建议

如果说中国的前期改革正是充分利用了分权式改革的好处的话,那么下一步改革的重点则是如何减少目前的分权体制的弊端。与俄罗斯等其他转型经济相比,中国的分权式改革在很大程度上可以看作中央政府主导和控制下的机制设计问题。在认清中国分权式改革的动力机制和局限条件的基础上,正确地设计合理的改革方案,对于中国分权式改革的成功是非常重要的。而且,由于不同的改革阶段的目标和面临的约束条件不同,因此,不同的改革阶段需要不同的改革方略。中国的经济转型已经进入了新的阶段,根据我们前面的分析,下一步的改革方略应该包括以下内容。

(一) 地方层面的放松管制

通过放松规制和改进公共部门本身的治理来减少公共部门控制的社会经济资源。给定我们前文刻画过的中国分权式改革下独特的政治和经济结构,公共部门这两个层面的改革都首先应该在地方的层面上进行,应该减少地方政府所掌握的社会经济资源,削弱地方政府官员的政治企业家(political entrepreneur)地位,从而降低它们在资源配置中的作用。这样做的好处是可以减少中央政府对地方政府的倚重,从而就无需借重相对绩效评估的激励机制,在此基础上就可以减少相对绩效评估带来的各种代价。随着地方政府掌握的社会经济资源减少,可以在地方性市场化的基础上促进全国性市场的整合,实现国内统一大市场,这会极大地促进专业化、内生的技术进步和经济增长。

① 对这些问题的详细讨论可参见丁维莉、陆铭(2005)。

(二)限制地方政府的流动性创造功能

仅仅在地方层面放松规制还不够,因为从金融的角度来讲,地方政府还可以内生地创造出很多流动性和金融资源出来。这是因为,虽然财政分权化的改革在一定程度上硬化了地方政府的预算约束,但是由于转型期间制度上的不完备,地方政府仍然有很多手段来创造流动性。地方政府创造流动性的手段主要有:干预设在地方的银行的信贷行为;通过各种形式的乱收费行为而创造了大量的预算外收入;在市场化过程中,通过土地批租等方法创造出大量的"资本化"的收入。按照软预算约束理论的逻辑,流动性创造的对资源配置的影响在一定程度上等价于集权下的情形(Dewatripont and Maskin, 1995);所以,尽管财政分权可以硬化各级地方政府的预算约束,但是内生的流动性创造功能又弱化了这个效果。所以,中国分权式改革下一步改革的成功,很大程度上要取决于对地方政府的流动性创造功能的约束和限制。

如果对这些流动性创造约束不加限制,就有可能导致以下后果:1. 地方政府的预算没有得到硬化,从而可以继续保护国有企业和低效率的国有部门(尽管此类现象已经不严重),这就使得地方政府没有充分的激励来放松规制;2. 在要素市场不完备的时候,土地批租等行为会导致资产市场发生很大的扭曲;3. 由于先天条件、政策优惠和规模经济的原因,不同的地区在流动性创造功能方面存在很大的差异,从而导致地区发展差距的扩大和地方公共品提供的不平衡加剧。①

从改革的时机(timing)上来看,由于地方政府目前基本上完成了地方层面的市场化、民营化和基础设施建设,所以如果现在限制地方政府的流动性创造功能,对经济造成的扭曲就会比较小(早期的流动性创造功能在基础设施建设方面是有一定好处的)。限制流动性创造功能可以从以下几个方面入手:1. 限制地方政府对银行的

---

① 由于篇幅关系和主题所限,本文没有涉及这一点的宏观经济含义,尽管中国当前宏观调控的困难与地方政府内生的流动性创造功能有很大的关系,关于这一点的详细论述,参阅王永钦、丁菊红(2007)。

干预行为;2. 对政府的土地批租行为进行规范化的管理,包括对其进行立法;3. 加强各级政府的预算过程管理和监控,对预算外各种收入进行严格打击;在时机成熟的时候,才能赋予地方政府发行地方政府债券和其他财政工具的权利。

(三)改进地方政府的治理和绩效评估机制

通过地方层面的放松规制和限制地方政府流动性创造功能减少了地方政府控制的经济社会资源和金融资源之后,就应该不失时机地推进地方政府的治理和绩效评估机制。这是因为,地方政府在"软件性"公共品(如教育和医疗)的提供方面却还有很大的改进余地。由于中央政府的信息劣势,分权的公共品提供模式需要保持,但需要加以改进才能解决地方层面"软件性"公共品提供的质量和数量问题。用赫希曼(Hirschman, 1970)的话来说,如果说前期的改革主要运用了"退出"(exit)和"用脚投票"机制,使得地方政府为了追求 GDP 和吸引内外资而展开了 Tiebout 意义上的竞争的话,下一步的改革应该适当引入"呼吁"(voice)的机制来改进地方政府和基层政府的治理。如果不能适时地推进这两个方面的改革,地方政府的行为很有可能从前期的"援助之手"变成"攫取之手",随着时间的推移,地方政府会更容易与地方性的有势力的利益集团合谋或者被他们收买。改进政府治理的一个题中应有之义是,改进对地方政府以 GDP 为基础的相对绩效评估体系,更多地引入其他目标的权重,如社会发展、环境保护等等,这样就可以降低前期相对绩效评估带来的负面效果。

以上几个方面的改革将会改变前期改革中地方政府的激励结构和行为,从而会从根本上解决内生于前期改革中的诸种问题(收入差距、重复建设与市场分割、公共品供给的公平缺失等)。始于1978 年的中国经济改革是人类历史上一项伟大而艰巨的社会工程,中国的分权式改革在第一阶段已经远远地走在了其他转型经济的前头。分权和集权的选择其实是"激励与协调"之间的权衡,中国前期的改革的成功之处在于做对了地方政府的激励,但是在协调方面

的问题则越来越凸现出来,所以,现在正是中国调整发展方略的转折点。正如前期的改革是积极的制度变革和机制设计的结果那样,在第二阶段的改革中,政府同样也应该考虑到新阶段的目标和变化了的约束条件,不失时机地将改革推向前进,走出一条独特而成功的中国式分权改革之路。这种发展道路不仅能够实现中华民族的伟大复兴,而且可能对其他转型经济和发展经济具有普适的意义,从而为全人类的发展提供宝贵的精神财富。

参考文献

Baicker, K. , 2005, "The Spillover Effects of State Spending", *Journal of Public Economics*, 89, 529—544.

Besley, T. and A. Case, 1995, "Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition", *American Economic Review*, 85, 25—45.

Blanchard, Oliver and Andrei Shleifer, 2001, "Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia", *IMF Staff Papers*, 48, 171—179.

Buchanan, J. M. , 1965, "An Economic Theory of Clubs", *Economica*, 31, 1—14.

Cai, Hongbin and Daniel Treisman, 2005, "Does Competition for Capital Discipline Governments? Decentralization, Globalization and Public Policy", *American Economic Review*, 95, 3, 817—830.

Carter, Conlin A. , 1997, "The Urban-Rural Income Gap in China: Implications for Global Food Market", *American Journal of Agriculture Economics*, 79, 1410—1418.

Chen, Aimin, 2002, "Urbanization and Disparities in China: Challenges of Growth and Development", *China Economic Review*, 13, 407—411.

Démurger, S. , Jeffrey D. Sachs, Wing T. Woo, Shuming Bao, Gene Chang

and Andrew Mellinger, 2002, "Geography, Economic Policy and Regional Development in China", *Asian Economic Papers*, 1(1):146—197.

Dewatripont, M. and E. Maskin, 1995, "Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies", *Review of Economic Studies*, 62, 4, 541—555.

Fernández, Raquel and Richard Rogerson, 2001, "Sorting and Long-Run Inequality", *Quarterly Journal Of Economics*, Nov., 1305—1339.

Hansmann, Henry, 1996, *The Ownership of Enterprises*, Harvard University Press.

Hart, Oliver, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, 1997, "The Proper Scope of Government: Theory and an Application to Prisons", *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1127—1161.

Hirschman, Albert, 1970, *Exit, Voice, and Loyalty*, Harvard University Press.

Hoxby, Caroline Minter, 1995, "Is There an Equity-Efficiency Trade-Off in School Finance? Tiebout and a Theory of the Local Public Goods Producer", NBER Working Paper 5265.

Inman, R. and Rubinfeld, D., 1997, "Rethinking Federalism", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 4, 43—64.

Jin, H., Y. Qian, and B. Weignast, 2005, "Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style", *Journal of Public Economics*, 89, 1719—1742.

Kanbur, Ravi and Xiaobo, Zhang, 2005, "Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform and Openness", *Review of Development Economics*, 9, 87—106.

Knight, John and Lina Song, 1993, "The Spatial Contribution to Income Inequality in Rural China", *Cambridge Journal of Economics*, 17, 195—213.

Li, Hongbin and Li-An Zhou, 2005, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 89, 1743—1762.

Lin, J. Y. and Z. Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change*, 49(1), 1—21.

Lu, Ming and Zhao Chen, 2006, "Urbanization, Urban-Biased Policies and Urban-Rural Inequality in China: 1987—2001", *Chinese Economy*, 39,

3, 42—63.

Martinez-Vazquez, Jorge and R. M. McNab, 2003, "Fiscal Decentralization and Economic Growth", *World Development*, 31, 1597—1616.

McKinnon, R., 1997, "Market-Preserving Fiscal Federalism in the American Monetary Union", in Mairo, B. and T. Ter-Minassian(eds.), *Macroeconomic Dimensions of Public Finance*, Routledge.

Naughton, Barry, 1999, "How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets?" paper presented for the Conference for Research on Economic Development and Policy Research, Stanford University.

Oates, W. E., 1972, *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich.

Peltzman, Sam, 1993, "The Political Economy of the Decline of American Public Education", *Journal of Law and Economics*, 36, 1—2, 331—370.

Peltzman, Sam, 1996, "Political Economy of Public Education: Non-College Bound Students", *Journal of Law and Economics*, 39, 1, 73—120.

Poncet, Sandra, 2002,《中国市场正在走向"非一体化"？——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析》,《世界经济文汇》第1期,第3—17页。

Poncet, Sandra, 2003, "Measuring Chinese Domestic and International Integration", *China Economic Review*, 14, 1, 1—21.

Qian, Y. and G. Roland, 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint", *American Economic Review*, 77, 265—284.

Qian, Y., G. Roland and C. Xu, 1988, "Coordinating Changes in M-Form and U-Form Organizations", Mimeo, European Center for Advanced Research in Economics and Statistics, Universite Libre de Bruxelles.

Qian, Y., G. Roland and C. Xu, 1999, "Why China's Different from Eastern Europe? Perspectives from Organization Theory", *European Economic Review*, 43(4—6): 1085—1094.

Qian, Yingyi and Barry R. Weingast, 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, 11(4), 83—92.

Raiser, M., 1998, "Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces", *Journal of Development Studies*, 34, 3, 1—26.

Tian, Qunjian, 2001, "China's New Urban-rural Divide and Pitfalls for the Chinese Economy", *Canadian Journal of Development Studies*, 22(1),

165—190.

Tiebout, Charles, 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64, 416—424.

Tsui, K. and Y. Wang, 2004, "Between Separate Stoves and a Single Menu: Fiscal Decentralization in China", *China Quarterly*, 177, 71—90.

Tsui, K., 2005, "Local Tax System, Intergovernmental Transfers and China's Local Fiscal Disparities", *Journal of Comparative Economics*, 33, 173—196.

Weingast, B., 1995, "The Economic Role of Political Institutions: Market-Preserving Federalism and Economic Development", *Journal of Law and Economic Organization*, 11, 1—31.

Xu, Xinpeng, 2002, "Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform?" *China Economic Review*, 13, 116—133.

Yang, Dennis Tao, 1999, "Urban-Biased Policies and Rising Income Inequality in China", *American Economic Review Papers And Proceedings*, May, 306—310.

Yang, Dennis Tao and Zhou Hao, 1999, "Rural-Urban Disparity and Sectoral Labor Allocation in China", *Journal of Development Studies*, 35 (3), 105—133.

Yao, Shujie and Liwei Zhu, 1998, "Understanding Income Inequality in China: A Multi-Angle Perspective", *Economics of Planning*, 31, 133—150.

Yao, Shujie, 2000, "Economic Development and Poverty Reduction in China over 20 Years of Reform", *Economic Development and Cultural Change*, 43, 447—474.

Young, Alwyn, 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *Quarterly Journal of Economics*, CXV, 1091—1135.

Zhang, T. and H. Zou, 1998, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China", *Journal of Public Economics*, 67, 221—240.

Zhang, Xiaobo and Kevin H. Zhang, 2003, "How Does Globalization Affect Regional Inequality within a Developing Country? Evidence from China", *Journal of Development Studies*, 39(4):47—67.

Zhang, Xiaobo, 2006, "Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Regional Inequality", *Journal of Comparative Economic*, forthcoming.

白重恩、杜颖娟、陶志刚、仝月婷:《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》,《经济研究》2004 年第 4 期,第 29—40 页。

丁维莉、陆铭:《教育的公平与效率是鱼和熊掌吗——基础教育财政的一般均衡分析》,《中国社会科学》2005 年第 6 期,第 47—57 页。

桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊:《中国国内商品市场趋于分割还是整合?——基于相对价格法的分析》,《世界经济》2006 年第 2 期,20—30 页。

金煜、陈钊、陆铭:《中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策》,《经济研究》2006 年第 4 期,第 79—89 页。

李实:《中国个人收入分配研究回顾与展望》,《经济学(季刊)》2003 年第 2 卷第 2 期,第 379—403 页。

林毅夫:《发展战略、自生能力和经济收敛》,《经济学(季刊)》2002 年第 1 卷第 2 期,第 269—300 页。

林毅夫、刘培林:《中国的经济发展战略与地区收入差距》,《经济研究》2003 年第 3 期,第 19—25 页。

陆铭、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》2004 年第 6 期,第 50—58 页。

陆铭、陈钊、万广华:《因患寡,而患不均:中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》,《经济研究》2005 年第 12 期,第 4—14 页。

陆铭、陈钊、严冀:《收益递增、发展战略与区域经济的分割》,《经济研究》2004 年第 1 期,第 54—63 页。

马拴友、于红霞:《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》2003 年第 3 期,第 26—33 页。

万广华、陆铭、陈钊:《全球化与地区间收入差距:来自中国的证据》,《中国社会科学》2005 年第 3 期,第 17—26 页。

王永钦、丁菊红:《公共部门内部的激励机制:一个文献述评》,《世界经济文汇》2007 年第 1 期,第 81—96 页。

王永钦、丁菊红:《软预算约束、流动性创造与宏观经济调控的微观基础:分权角度的分析》,复旦大学工作论文,2007。

严冀、陆铭:《分权与区域经济发展:面向一个最优分权程度的理论》,《世界经济文汇》2003 年第 3 期,第 55—66 页。

张晏:《标尺竞争在中国存在吗?——对我国地方政府公共支出相关性的研

究》,复旦大学工作论文,2005。

张晏、龚六堂:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》2005年第5卷第1期,第75—108页。

周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》2004年第6期,第33—40页。

朱希伟、金祥荣:《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》2005年第12期,第68—76页。

世纪出版

Growth from Below

The Political Economy of China's Economic Growth

上架建议：中国经济

ISBN 978-7-208-07454-5

9 787208 074545 >

定价: 40.00元

易文网: www.ewen.cc